

**DEMANDA DE DINERO EN BOLIVIA PARA EL  
CORTO PLAZO (1995-2013)**  
**DEMAND FOR MONEY IN BOLIVIA FOR THE SHORT-RUN  
(1995-2013)**

Miguel Sebastiano Chalup Calmotti<sup>δ</sup>  
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA GABRIEL RENÉ MORENO

Jaime Andrés Jurado Osinaga<sup>ε</sup>  
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA GABRIEL RENÉ MORENO

- **RESUMEN:** En este documento, se evalúan los determinantes de la demanda de dinero en Bolivia, se emplean variables comparativas de escala: el ingreso real (medido a través del PIB a precios constantes) o el gasto en consumo a precios constantes. Por otro lado, se evalúa la medición alternativa del costo de oportunidad del dinero, como la tasa de interés bancario, la volatilidad de la inflación y las expectativas de devaluación. Para este fin se utiliza una muestra de 76 observaciones trimestrales, que abarcan desde el año 1995 al 2013. Los resultados obtenidos señalan que el ingreso real es la variable de escala que mejor se adapta a los datos, por otro lado, se encontró que la tasa de interés pasiva de los bancos a 180, si actúa como costo de oportunidad del dinero en el corto plazo para Bolivia.
- **PALABRAS CLAVE:** Demanda de dinero, PIB real, tasa de interés, volatilidad de la inflación.
- **ABSTRACT:** In this document the determinants of the demand for money in Bolivia are evaluated. For this, it is analyzed what scale variable is better suited to the models to predict the demand for money, if real income (measured by GDP at constant prices) or

---

<sup>δ</sup> Correo electrónico: [miguelchalup@hotmail.com](mailto:miguelchalup@hotmail.com)

<sup>ε</sup> Correo electrónico: [jjurado109@gmail.com](mailto:jjurado109@gmail.com)

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

consumption expenditure at constant prices. On the other hand the influences of certain variables of the opportunity cost of money are observed, such as bank interest rates, volatility of inflation and expectations of devaluation. For this purpose a sample of 76 quarterly observations is used, ranging from 1995 to 2013. The results show that real income is the scale variable that best fits the data, on the other hand, it was found that the deposit rate of banks to 180, acts as an opportunity cost of money in the short-run for Bolivia.

- **KEYWORDS:** Demand for money, real GDP, interest rate, inflation volatility.
- **CLASIFICACIÓN JEL:** E10, E31, E41, E43.
- Recepción: 02 /03/2017                      Aceptación: 25/05/2017

## INTRODUCCIÓN

Al analizar la demanda de dinero es imprescindible tener en cuenta que el dinero es un activo financiero que está en posesión de los agentes económicos. La decisión de cuanto mantener depende de la necesidad de efectivo para transacciones y, del retorno que ofrecen los otros activos, a los cuáles se renuncia para mantener dinero (De Gregorio 2007).

Con respecto al costo de oportunidad de mantener saldos en dinero, existe una controversia teórica. Sería esperable que la tasa de interés de activos alternativos cumpliera esta función, sin embargo, se ha visto empíricamente que en los países en vías de desarrollo muchas veces la tasa de interés no es determinante como costo de oportunidad del dinero. En Rao y Singh (2003), se señala una relación negativa entre la demanda de dinero y la tasa de interés pequeña en magnitud para países en vías de desarrollo, que resulta no ser estadísticamente significativa según lo observado por estos autores, quienes sugieren

que en gran cantidad de estudios empíricos acerca de la demanda de dinero en estos países, se ha incluido erróneamente, como variable explicativa del costo de oportunidad, la tasa de interés real, siendo que esta capta un efecto ambiguo debido a que intuitivamente se pensaría que los saldos monetarios reales disminuyen con la tasa de inflación esperada, mientras que la tasa de interés real disminuye con la tasa de inflación esperada, lo que disminuiría el costo de oportunidad del dinero aumentando la demanda de saldos reales, por otro lado si se considera la tasa de interés real como una constante, es provechoso usar la tasa de interés nominal porque capta tanto el costo de oportunidad de la tasa de interés real, como el de la inflación.

Por otra parte, Mankiw y Summers (1986) observaron el gasto en consumo como mejor variable *praxy* para explicar el comportamiento de la demanda de dinero en contraposición con el ingreso real, esta variable se ajustaría mejor debido que los individuos y el estado necesitan del dinero para poder consumir, mientras que el ingreso incluye la realización de inversiones, las cuales están menos sujetas a la restricción de tener que usar dinero. De esta forma las empresas presentan mayor facilidad para disminuir sus tenencias en dinero y así ahorrar la máxima cantidad posible de pérdida de interés. Además, el consumo guarda una estrecha relación con la idea del nivel de ingreso permanente postulada por Friedman (1957) como determinante del nivel de riqueza de los individuos.

En este documento, se evalúan los determinantes de la demanda de dinero en Bolivia, para esto, se analiza qué variable de escala se adapta mejor a los modelos para predecir la demanda de dinero, si el ingreso real (medido a través del PIB a precios constantes)

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

o el gasto en consumo real a precios constantes; de comprobarse la tesis de Mankiw y Summers (1986), las estimaciones de estos modelos deberían realizarse por el lado del gasto y no del ingreso ya que la demanda de dinero tiene un rol importante en los mecanismos de transmisión de la política monetaria según Leeper y Roush (2003); por lo que a priori se espera que el la variable de escala que mejor explique la demanda de dinero sea el consumo real y no el ingreso real. Por otro lado, se observa la influencia variable de costo de oportunidad del dinero, como la tasa de interés bancario, la volatilidad de la inflación, las expectativas de devaluación y la inflación.

En tal sentido, en este documento, se plantean las siguientes interrogantes: ¿Cuál es el mejor indicador de la demanda de dinero en la economía boliviana para el corto plazo? ¿En qué medida las tasas de interés bancarias son un buen indicador del costo de oportunidad del dinero en la economía boliviana en el corto plazo? ¿Cuál es la incidencia de las expectativas de devaluación en la demanda de saldos reales?

Para este fin se utiliza una muestra de 76 observaciones trimestrales, que abarcan desde el año 1995 al 2013. Se utiliza este periodo porque es una muestra significativa para el corto plazo en Bolivia actualmente y también porque en él se produce el proceso de bolivianización que ha modificado el sistema monetario.

En la primera sección de este documento se presentará una breve revisión de los aspectos teóricos y empíricos más relevantes de la demanda de dinero, así como una revisión de los estudios previos realizados en Bolivia y América Latina. En la segunda sección se mostrarán los datos y el modelo que se empleará para el análisis

estadístico, además, se planteará el modelo econométrico que se utilizará para medir el impacto de las variables independientes sobre la demanda de dinero en Bolivia. En la tercera sección, se presentarán los resultados de las estimaciones comparándolas con los resultados previos obtenidos en los estudios realizados en Bolivia y en los países latinoamericanos. Por último, en la cuarta sección se hará una breve conclusión del trabajo.

## **1. ASPECTOS TEÓRICOS**

### **1.1 Revisión General**

El dinero ha jugado un papel destacado históricamente en nuestra sociedad desde tiempos antiguos, sin embargo, el desarrollo de modelos, que describan formalmente las razones por las cuales los individuos mantienen saldos monetarios en su poder, es sorprendentemente reciente (Mies y Soto, 2000).

El análisis de la demanda y oferta de dinero comienza a adquirir relevancia a través de los estudios de Fisher (1911) y Pigou (1917). La literatura económica reconoce estos primeros aportes de los clásicos como la teoría cuantitativa, representada por la ecuación de cambios o ecuación de Fisher:

$$MV=PT^{++++} \quad (1)$$

Esta ecuación sufrió diferentes modificaciones por parte de diversas escuelas clásicas de economía, sin embargo fue un sustento para afirmar que las variaciones en los niveles de precios en la economía estaban proporcionalmente relacionadas con las variaciones

---

++++ M: Masa monetaria; V: Velocidad de circulación del dinero; P: Nivel de precios; T: Volumen de transacciones; I. Fisher *The Purchasing power of money* (1911).

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

en la cantidad de dinero, bajo el supuesto de que la velocidad de circulación del dinero era constante y que el volumen de transacciones era determinado independientemente de la cantidad de dinero en la economía (ausencia de ilusión monetaria). Para los clásicos existía un equilibrio relativo y constante entre la velocidad de circulación de dinero y el volumen de las transacciones; estas solo podrían variar de manera significativa debido a un cambio tecnológico.

Más adelante la escuela de Cambridge, en una readecuación de la ecuación de cambios, realizó la primera teoría de los saldos reales, distinguiendo claramente la oferta y la demanda de dinero. Concluyeron que los individuos mantendrían cierta fracción de su riqueza en dinero principalmente para realizar transacciones como se explica en Leriche (1991).

Esta idea, de que los individuos mantienen saldos monetarios para realizar transacciones, sería posteriormente desarrollada a profundidad por Keynes (1936), que en su teoría de la preferencia por la liquidez diferencia tres motivos por los cuales los individuos demandan dinero: para realizar transacciones, por precaución ante sucesos extraordinarios y por motivo especulativo. Keynes concluye que la demandad de dinero se encuentra en función del ingreso, debido a los motivos transaccional y precautorio; y de la tasa de interés, debido al motivo especulativo.

$$L = l(Y, i) \quad (2)$$

El modelo Baumol–Tobin, derivado de los aportes keynesianos, también conocido como enfoque de existencias o modelo de inventario es el modelo más común para explicar la demanda de

dinero. Supone que las familias se enfrentan a la disyuntiva de cómo mantener su riqueza, ya que deben decidir entre mantener dinero en efectivo para realizar transacciones o en otros activos financieros que devengan interés.

Los agentes económicos deben gestionar sus recursos entre sus costos de oportunidad y sus costos de transacción, que suponen tener dinero en efectivo. Es fundamental reconocer que este modelo supone que los individuos no sufren ilusión monetaria, por lo tanto es un modelo de saldos reales:

$$CT = b \left( \frac{M}{n} \right) + r \left( \frac{M}{2P} \right) \quad (3)$$

Friedman (1956) por su parte, en su reformulación de la teoría cuantitativa del dinero, postula que se debería tomar como costo de oportunidad del dinero a un amplio espectro de variables, como las tasas de interés ofrecidas por los bonos gubernamentales de largo plazo y las deudas corporativa, las variaciones en el valor de las acciones o de los bienes raíces e incluso las expectativas de inflación; puesto que para Friedman el dinero tiene muchos sustitutos imperfectos. Una de las primeras estimaciones empíricas de la demanda por dinero fue realizada por Friedman (1959) en donde descubre que la tasa de interés era una variable con muy poca incidencia sobre la velocidad de circulación del dinero.

Goldfeld (1973) realiza un estudio de la demanda de dinero, donde utiliza un modelo log-lineal en base al enfoque de inventarios con datos trimestrales del periodo de 1952-1972, en donde demuestra empíricamente, utilizando la siguiente fórmula, la afirmación de que la demanda de dinero es una demanda de saldos reales:

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

$$\log(M/P) = \partial + \partial_1 \log(M/P) (-1) + \partial_2 \log(Q) + \partial i \quad (4)$$

Goldfeld utiliza las variables del ingreso real (medida a través del PNB) y la tasa de interés para explicar la demanda de dinero; además incluye en el modelo una variable de rezago de la demanda de saldos reales, debido a que sugiere que los saldos monetarios se ajustan con cierto retraso a su nivel ideal.

Por lo tanto, un incremento en el nivel de precios produce un aumento de igual proporción en la demanda nominal de dinero, de manera que los saldos reales se mantienen constantes.

Este autor también demostró que la elasticidad ingreso – demanda por dinero en el corto plazo es alrededor de 0.2 y, en el largo plazo, esta elasticidad llega a 0.7; conclusión acorde con el modelo de inventario que sugiere que el ingreso tiene una elasticidad de 0.5 con relación a la demanda de dinero.

Es adecuado advertir que no necesariamente el coeficiente de la variable rezagada captura un mecanismo de ajuste parcial de los saldos monetarios a sus niveles deseados, sino tal vez captura la influencia de variables que se han incluido en la especificación de la demanda de dinero.

Goodfriend (1985) señala que, si el modelo contiene un componente autoregresivo y, si se encuentra que el coeficiente de la variable rezagada es positivo y estadísticamente significativo, esto puede deberse a problemas de especificación del modelo, y no necesariamente de la existencia de mecanismos de ajuste parcial de los saldos monetarios a sus niveles deseados.

Siguiendo estas investigaciones Goldfeld y Sichel (1990) sugieren que, si no es posible rechazar la hipótesis de un coeficiente unitario para el estimador del parámetro de ajuste parcial, ello puede ser evidencia de no estacionariedad en las series o de que el modelo de ajuste parcial no es una especificación apropiada de la demanda de dinero. Uno de los mayores aportes a este tema es realizado por Cagan (1956), el cual plantea un modelo de la demanda de dinero bajo de condiciones de hiperinflación, en el cual introduce el concepto de expectativas adaptativas bajo una estructura de rezagos distribuidos.

Otro aspecto importante para la determinación del modelo es la definición de la variable que se utilizará para medir la demanda de dinero. La mayor parte de los estudios empíricos que analizan la función del dinero como medio para realizar transacciones utilizan definiciones estrictas del dinero que no ganan interés. Por tanto, se utiliza el agregado monetario M1 (Monedas y billetes+ depósito a la vista+ cheques viajeros+ otros depósitos) o el M2 (M1+ cuentas del mercado de dinero y las cuentas de ahorro), de esta forma se presume que la tenencia de dinero no se origina por motivos especulativos y se relaciona más cercanamente al motivo transaccional, por ejemplo en Venegas (2008) se utilizan modelos de la demanda de saldos reales para explicar el proceso de optimización del consumidor, con el propósito de hacer referencia a este motivo.

Sidrauski (1967) plantea un enfoque en el cual se desarrolla una función de utilidad suponiendo que los individuos deben escoger entre el consumo de bienes y la tenencia de saldos monetarios; en este modelo, el óptimo se encuentra cuando igualan la razón de la utilidad marginal del dinero y la utilidad marginal del consumo de bienes con el costo de oportunidad del dinero en relación a bienes de consumo.

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Siguiendo a Mies y Soto (2000) la transformación logarítmica de esta función de utilidad del dinero toma como variable escala al consumo y a  $\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right)$  costo de oportunidad del dinero. Entre las variables que se han sido agregadas como determinantes adicionales en los análisis empíricos de la demanda de dinero, Slovin y Sushka (1983) y Baba, Hendry y Star (1988) incluyen medidas del grado de riesgo asociado con la tenencia de dinero, como podría ser la varianza de la tasa de inflación, o de los rendimientos de activos alternativos, para incluir en el análisis el riesgo que el dinero tiene asociado como activo.

Otra variable que toma en cuenta la literatura para la estimación de la demanda de dinero, como una extensión al modelo Baumol-Tobin, son las expectativas de depreciación del tipo de cambio. Sachs y Larraín (2002), apoyado en el efecto de la histéresis<sup>####</sup>, identifican que las expectativas de depreciación, son una variable influyente en países que han atravesado periodos de alta inflación y mucha inestabilidad, de modo que es posible que el rendimiento del dólar americano en estos países sea más estable que los activos financieros locales, algo identificado como sustitución de monedas<sup>#####</sup>. Por tanto, los individuos tenderán a mantener en su poder divisas cuando las inflaciones locales sean superiores a la internacional siempre que existan bajas restricciones para utilizar moneda extranjera según Mies y Soto (2000).

En Ireland (2004) se explica cómo la demanda por saldos reales incorpora expectativas racionales de inflación que están

---

#### Cuando los individuos prefieren mantener en su poder dinero extranjero sobre la moneda local, aun cuando los episodios inflacionarios hayan concluido.

##### Se utiliza el término sustitución de monedas en situaciones donde los residentes de un país demandan divisas como depósito de valor y medio de pago, debido a la inestabilidad de la moneda local.

implícitas dentro de los modelos monetarios estructurales. Por otro lado, Diamond (1983), en su teoría de búsqueda, afirma que los individuos solo demandaran dinero en la medida que esperen que el resto de la sociedad también acepte este bien como medio para realizar transacciones.

## **1.2. Revisión de la literatura para Latinoamérica y Bolivia.**

Dentro de un análisis de los trabajos latinoamericanos, Sarría (2007) realiza una estimación de la demanda mensual de medio circulante (M1) en Nicaragua, donde se observa una asociación positiva entre el crecimiento de la producción agregada y el aumento en la demanda real de dinero, también se aprecia que elasticidad de la demanda de saldos reales con respecto a la tasa de interés interno, no es estadísticamente significativa. Con respecto a la dinámica de ajuste a corto plazo, son de mayor importancia los cambios que se dan en la economía que los que se dan en los tipos de interés, según el autor este comportamiento es típico en los países en vías de desarrollo.

Román (1996), destaca entre sus principales conclusiones para la demanda de dinero en México, que variables que se consideran relevantes para explicar la demanda de dinero como el nivel de ingreso, las remuneraciones reales de los trabajadores o la tasa de interés, no son estacionarias, por lo tanto, los resultados estadísticos deben ser tomados con cautela. Por otro parte, destaca que los billetes y monedas en poder del público tienden a mostrar una relación relativamente estable con el valor nominal PIB, es decir, la definición de dinero en términos circulante es probablemente la más adecuada y su elasticidad con respecto a cambios en el nivel de ingreso es cercana a la unidad, asimismo señala que el nivel de las remuneraciones reales

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

contribuye a explicar la demanda por circulante y que tanto las expectativas de depreciación cambiaria y las medidas de volatilidad de tasas de interés o de la tasa de inflación no fueron significativas cuando se usó la tasa de interés como la variable de costo de oportunidad, lo cual puede ser indicativo de que éstas tasas ya incorporan una cierta prima por riesgo o incertidumbre.

Por su parte, Ball (2001) y MarkySul (2003) estiman los parámetros de la demanda de dinero para el largo plazo dada a una relación de cointegración; bajo este enfoque Carrera (2016) estima la demanda de dinero a largo plazo para los países latinoamericanos utilizando mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (FMOLS), en su investigación concluye que existen economías de escala en la gestión del dinero, resultado compatible con un proceso lento y exitoso de desdolarización de los países latinoamericanos.

Para las estimaciones de la demanda de dinero en Bolivia, gran parte de los autores han realizado sus estudios dentro de periodos inflacionarios. Morales (1986) examina la interrelación entre la demanda de dinero para Bolivia y el déficit fiscal en los periodos 1982-1985, implementando en las variables del modelo las expectativas inflacionarias e identificando una muy alta elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la inflación.

Humerez y Rojas (1996) estiman la demanda de dinero en el periodo de la post estabilización a través de un modelo de ajuste parcial, que utiliza la tasa de depreciación promedio como variable del costo de oportunidad; Orellana (1998), por su parte, realiza un estudio similar para los periodos post inflacionario de 1986-1997. Ambos llegan a conclusiones similares: la demanda por dinero se vuelve cada

vez más inelástica pero estadísticamente significativa, para el periodo analizado, a los cambios en la tasa de depreciación.

Arce (2004) llega a la conclusión de que en el corto plazo la demanda por dinero se caracteriza con fines transaccionales y está muy relacionada con la tasa de crecimiento del producto (nivel de ingreso); sin embargo, en el largo plazo la tasa de devaluación doméstica es el principal factor que influye en las decisiones de los agentes económicos, hecho que atribuye a la memoria inflacionaria de los agentes económicos y su necesidad de preservar el poder adquisitivo de sus recursos.

Es Sheriff (2011) se estudia la relación de largo plazo entre 1970 al 2010 para la demanda por dinero; concluye que entre mayor sea el recuerdo de un periodo de alta inflación menor será la demanda por la moneda local, comprobando el efecto de histéresis de la hiperinflación boliviana en 1985.

Velasco (2015) realiza un modelo de demanda de saldos reales para estimar el sector informal en Bolivia, para el cual utiliza el agrado monetario M2 deflactado por el IPC como variable dependiente e incorpora otras variables empíricas como el logaritmo de la razón entre impuestos y el PIB, y el logaritmo del gasto del gobierno dividido entre el PIB.

## **2. DATOS Y PLANTEAMIENTO DEL MODELO ECONOMÉTRICO**

### **2.1 Determinaciones generales**

Para evaluar la estimación de la demanda por dinero en Bolivia, se utilizaron datos trimestrales del agregado monetario M2 de los años 1995 (T1) al 2013 (T4), las variables son reales, utilizándose el deflactor implícito del PIB cuyo trimestre base de cálculo es el tercero del año 1990, obtenidos de la Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE, 2016), del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2016) y del Banco Central de Bolivia (BCB, 2016).

Un elemento a considerar como un costo de oportunidad del dinero es la tasa de rendimiento del mismo. En esta investigación se utilizó el agregado monetario M2 debido a su composición<sup>\*\*\*\*\*</sup>, que aunque incluye activos que pagan intereses muy bajos, éstos no son significativos, por tanto, es posible no tomar en cuenta la tasa de rendimiento del dinero como cero; y porque fue utilizado en anteriores trabajos de la demanda de dinero para Bolivia<sup>†††††</sup>.

### **2.2 Determinación de las variables**

El modelo supone que no existe ilusión monetaria y por lo tanto que la elasticidad de la cantidad demandada de dinero en términos nominales con respecto al nivel de precios es igual a la

---

\*\*\*\*\* M2= M1 (Monedas y billetes + depósito a la vista + cheques viajeros + otros depósitos) + depósitos a plazos de baja denominación + depósitos de ahorro y cuentas de depósito en el mercado de dinero + Participación en fondos de inversión en el mercado de dinero.

††††† Arce (2004) y Velasco (2015)

unidad. Otra restricción del modelo es como se realizó el cálculo de la demanda de dinero en relación al agregado monetarios M2 (la cantidad ofrecida de dinero), el supuesto que manejamos fue de que el mercado de dinero se encuentra en equilibrio en todo momento.

El trabajo consiste en la estimación de dos modelos diferenciados en la selección de la variable escala y para así poder concluir que variable explica de manera más adecuada la demanda por dinero o saldos reales en Bolivia en el corto plazo; el modelo uno utilizó como variable de escala el Ingreso a precios constantes con base al tercer trimestre del año 1990 (Y), y en el modelo dos utilizó el Consumo (C) a precios constantes (con la misma base de cálculo), como variable escala<sup>####</sup>, para ambos datos las variables fueron obtenidas del Instituto Nacional de Estadística (INE).

Se tomó el rendimiento del activo financiero, como costo de oportunidad del dinero, en este modelo se utiliza la tasa de interés del sistema bancario a plazo fijo de 180 días, cuyos datos fueron recopilados de UDAPE.

Además, se utilizó la volatilidad de la tasa de inflación, de acuerdo a la metodología explicada en Román (1996), los datos de la tasa de inflación fueron obtenidos de UDAPE y la variable se calculó a través de la siguiente ecuación:

$$\text{VOL}\pi = (\pi_t - \pi^*)^2 * \frac{1}{\pi^*} \quad (5)$$

---

#### El consumo agregado se calculó sumando el consumo público más el consumo privado a precios constantes.

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

En donde:

$$\pi^* = \frac{1}{4} * \sum_{t=1}^4 \pi_t \quad (6)$$

Donde  $\pi_t$  es la tasa de inflación trimestral.

Tomando la idea de sustitución de monedas, se incluyó la variable de expectativas de depreciación cambiaria, calculada bajo la metodología de Román (1996), calculada de la siguiente forma:

$$D^e = (X^*_t - X_t) / X_t \quad (7)$$

En donde  $X^*_t$  es el índice de tipo de cambio real multilateral trimestral promedio por año, ponderado de la siguiente forma:

$$X^*_t = \frac{1}{4} * \sum_{t=1}^4 X_t \quad (8)$$

Para el cual  $X_t$  es el índice del tipo de cambio real multilateral trimestral que realiza el BCB.

Para evitar problemas de estacionalidad, debido a los datos trimestrales, todas las variables fueron desestacionalizadas a través del método de ARIMA Census X-12. Partiendo del modelo de inventario tenemos la siguiente ecuación de regresión:

$$\log\left(\frac{M}{P}\right) = \alpha_0 + \beta_1 \log Y_t - \beta_2 i_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

De la ecuación (1) se elabora una extensión al modelo, en donde se añaden dos variables del costo de oportunidad del dinero adicionales, como la volatilidad de la inflación ( $VOL\pi_t$ ) y las expectativas de devaluación ( $D^e$ ):

$$\log\left(\frac{M}{P}\right) = \alpha_0 + \beta_1 \log Y_t - \beta_2 i_t - \beta_3 VOL\pi_t - \beta_4 D^e_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

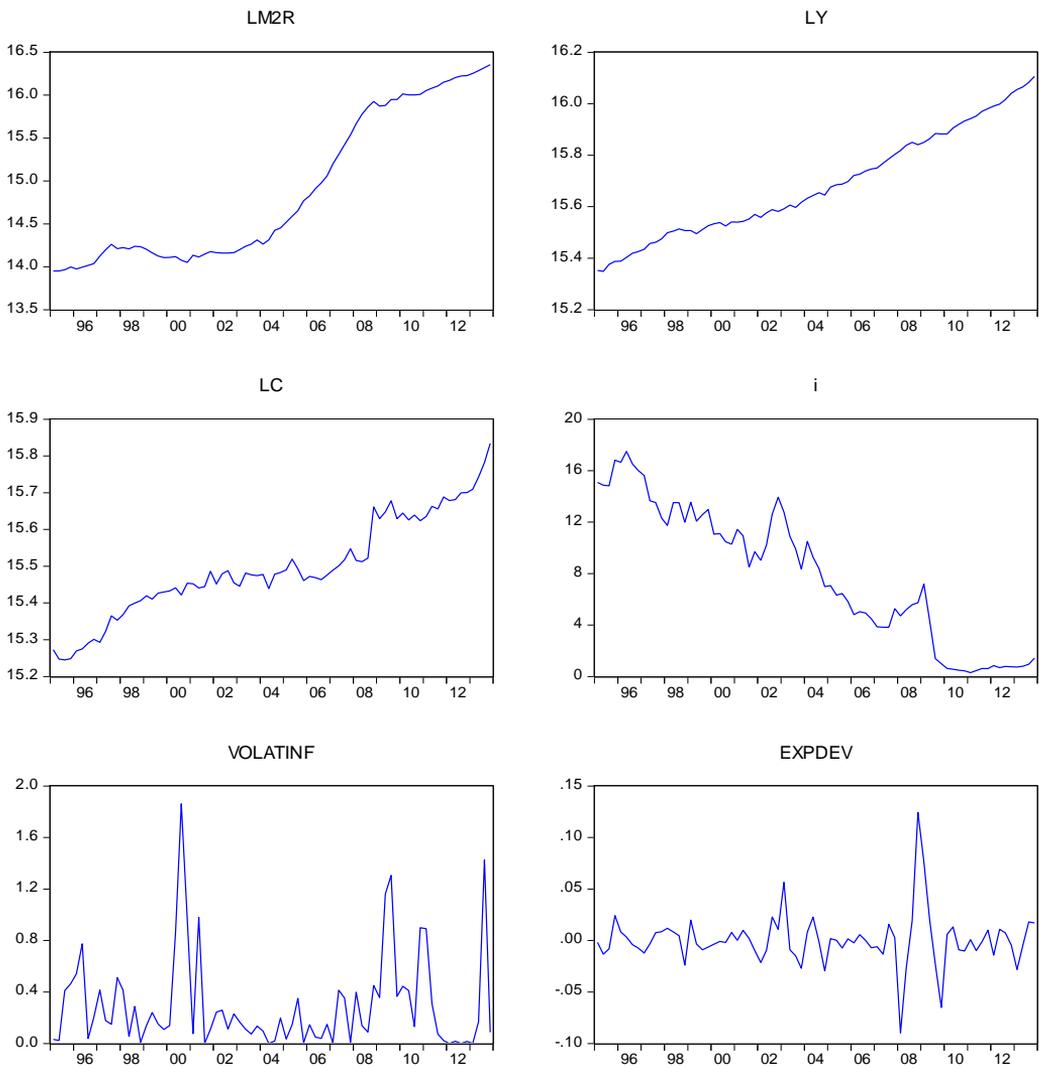
Debido a que es posible que la cantidad de dinero observada difiera de la cantidad de dinero demandada en determinados periodos de tiempo, se agregaron variables dependientes de rezago, es decir, se utilizó un modelo de ajuste parcial para realizar el ajuste a las tenencias reales de dinero en términos dinámicos.

La advertencia teórica que se debe tomar en cuenta es que: la existencia de una relación estadísticamente significativa entre la variable dependiente y su variable de rezago podría interpretarse como evidencia de que se ha omitido alguna otra variable independiente importante del modelo.

Otra advertencia es que un problema inherente al analizar la demanda de dinero, es la alta probabilidad de que el modelo presente inestabilidad a través del tiempo, en el caso de este trabajo, al abarcar sólo la demanda de dinero al corto plazo, se reduce la posibilidad de inestabilidad a través del tiempo. Para comprobar que los estimadores son estables y que no existe cambio estructural en el periodo de la muestra, se utilizó la prueba cuadrados de CUSUM cuyos resultados se presentan posteriormente.

En la gráfica 1, se presentan el comportamiento de las variables a través del tiempo, de esta gráfica se puede apreciar que las variables LM2R, LY, LC e  $i$ , presentan una clara tendencia, por lo tanto, es posible que estas variables no sean estacionarias, es decir, que no posean una media y varianza constantes en el tiempo.

**GRAFICO 1- GRAFICAS MULTIPLE DEL COMPORTAMIENTO DE LAS SERIES DEL MODELO, PARA EL PERIODO 1995 T1 – 2013 T4**



Elaboración propia con datos de UDAPE, INE y BCB.

Se realizaron las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips-Perron (Ph-P) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para determinar el orden de integración de las variables y así evitar problemas de raíz unitaria o series no estacionarias. Los resultados se encuentran en el Cuadro 1.

**CUADRO 1 - PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD**

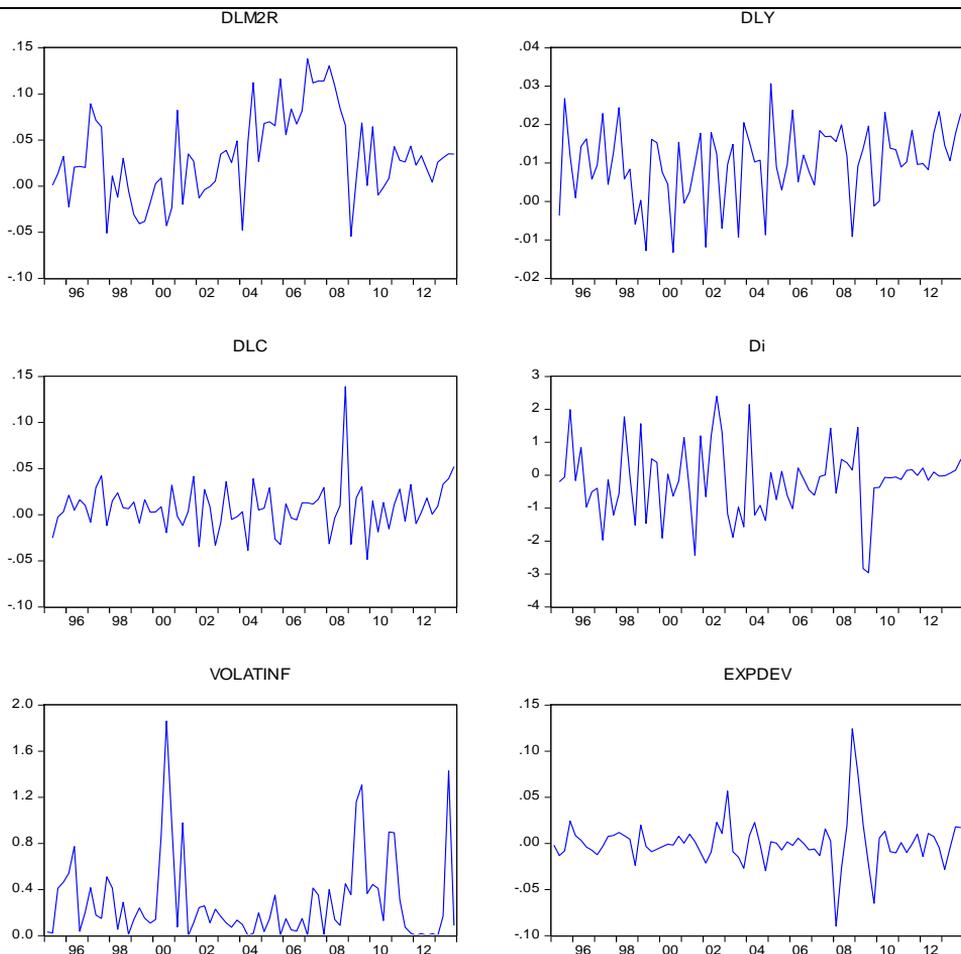
<b>Orden de integración</b>	<b>Dickey-Fuller-A</b>	<b>Phillips-Perron</b>	<b>KPSS</b>
<b>LM2R</b>			
Niveles	-2.06	-1.57	0.24
1ra Diferencia	-3.25†	-5.20***	0.14**
<b>LY</b>			
Niveles	-0.32	-0.37	0.27
1ra Diferencia	-9.79***	-9.79***	0.09***
<b>LC</b>			
Niveles	-2.09	-1.96	0.14
1ra Diferencia	-10.47***	-10.50***	0.08***
<b>I</b>			
Niveles	-3.24†	-3.46†	0.05***
1ra Diferencia	-8.44***	-8.44***	0.04***
<b>VOL<math>\pi</math></b>			
Niveles	-5.91***	-5.93***	0.06***
<b>D<sup>e</sup></b>			
Niveles	-7.81***	-10.44***	0.18†
***Significativa al 1%			
** Significativa al 5%			
†Significativa al 10%			
Elaboración propia con datos de UDAPE, INE y BCB.			

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Los resultados indicaron que los logaritmos de la cantidad de dinero (LM2R), el ingreso real (LY), y el consumo real (LC), así como la tasa de interés a 180 días (i), son variables integradas de orden uno I(1).

Las variables volatilidad de la inflación ( $VOL\pi$ ) y expectativas de

**GRAFICO 2- GRAFICAS MULTIPLE DEL COMPORTAMIENTO DE LAS SERIES EN PRIMERA DIFERENCIA DEL MODELO, PARA EL PERIODO 1995 T1 – 2013 T4**



Elaboración propia con datos de UDAPE, INE y BCB.

devaluación ( $D^e$ ) resultaron integradas de orden cero  $I(0)$ .<sup>ssssss</sup>

En el gráfico 2 se observa que las series en 1era diferencia no presenten una tendencia en el tiempo y son estacionarias. Esto se concluye a través de observar que, en el comportamiento de las series, ahora si se presenta una media y una varianza constante.

En el cuadro podemos observar valores atípicos para las expectativas de devaluación ( $D^e$ ) en los trimestre 1 y 4 del año 2008, que pueden explicarse por la inestabilidad global sufrida debido a la crisis financiera del año 2007.

Una vez determinado el orden de integración de todas las variables que se utilizan en ambos modelos, se procede a analizar los estadísticos descriptivos de las mismas, los cuales se presentan en el cuadro 2.

---

<sup>ssssss</sup> Si una serie de tiempo es estacionaria sin necesidad de ninguna diferencia se la conoce como integrada de orden cero  $I(0)$ .

<b>CUADRO 2 - ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS</b>						
	$\Delta LM2R$	$\Delta LY$	$\Delta LC$	$\Delta i$	$VOL\pi$	$D^e$
Media	0.0321	0.0100	0.0075	(0.1819)	0.3019	0.0006
Mediana	0.0272	0.0106	0.0076	(0.0785)	0.1498	(0.0009)
Máximo	0.1381	0.0307	0.1391	2.3956	1.8622	0.1243
Mínimo	(0.0546)	(0.0132)	(0.0486)	(2.9621)	0.0000	(0.0896)
Desv. Estd.	0.0460	0.0098	0.0262	1.0663	0.3704	0.0255
Sesgo	0.2958	(0.5566)	1.4217	(0.0800)	2.0461	1.1425
Curtosis	2.5375	2.9663	9.9291	3.4993	7.3204	11.7794
Jarque-Bera	1.76***	3.88***	175.31	0.86***	110.66	257.18
Observaciones	75	75	75	75	75	75
***Significativa al 1%						
** Significativa al 5%						
†Significativa al 10%						
Elaboración propia con datos de UDAPE, INE y BCB.						

Se observa la existencia de 3 variables que no cumplen la condición de normalidad usando el estadístico Jarque-Bera: El cambio en la variación porcentual del consumo real ( $\Delta LC$ ), volatilidad de la inflación ( $VOL\pi$ ) y expectativas de devaluación ( $D^e$ ).

En los cuadros 3 y 4 se presentan las correlaciones parciales (asociación lineal) entre las variables para los modelos 1 y 2. En el primer modelo se puede observar una correlación positiva de la diferencia del logaritmo de M2 deflactado por el IPC, con la diferencia del logaritmo del ingreso real al 10% de significancia estadística.

De la misma forma, se puede apreciar la presencia de una correlación positiva y estadísticamente significativa al 5%, entre el crecimiento de la tasa de interés y las expectativas de devaluación, lo cual es señal de una posible multicolinealidad entre estas variables explicativas.

**CUADRO 3 - CORRELACION PARCIAL ENTRE LAS VARIABLES  
MODELO 1**

<b>Correlación Probabilidad</b>	$\Delta LM2$	$\Delta LY$	$\Delta i$	$VOL\pi$	$D^e$
$\Delta LM2$	1.0000				
$\Delta LY$	0.2036†	1.0000			
$\Delta i$	(0.1341)	0.0575	1.0000		
$VOL\pi$	(0.2246)†	(0.0859)	(0.1697)	1.0000	
$D^e$	(0.1482)	(0.0670)	0.2311***	0.0657	1.0000

\*\*\*Significativa al 1%

\*\* Significativa al 5%

†Significativa al 10%

Elaboración propia con datos de UDAPE, INE y BCB.

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

En el segundo modelo, la diferencia en la variación porcentual del consumo real, no presentó una correlación positiva estadísticamente significativa con respecto al cambio en la variación porcentual del agrado monetario M2 deflactado por el IPC.

<b>CUADRO 4 - CORRELACION PARCIAL ENTRE LAS VARIABLES</b>					
<b>MODELO 2</b>					
<b>Correlación</b>					
<b>Probabilidad</b>	$\Delta LM2$	$\Delta LC$	$\Delta i$	$VOL\pi$	$D^e$
$\Delta LM2$	1.0000 -----				
$\Delta LC$	0.1718	1.0000			
$\Delta i$	(0.1341)	0.0326	1.0000		
$VOL\pi$	(0.2246)†	0.0257	(0.1697)	1.0000	
$D^e$	(0.1482)	0.4315***	0.2311**	0.0657	1.0000

\*\*\*Significativa al 1%

\*\* Significativa al 5%

†Significativa al 10%

Elaboración propia con datos de UDAPE, INE y BCB.

Se aprecia una correlación positiva y estadísticamente significativa al 5%, entre el crecimiento de la tasa de interés y las expectativas de devaluación. Por otra parte, se debe destacar la existencia de una correlación positiva y estadísticamente significativa al 1% entre la diferencia del logaritmo del consumo real y las expectativas de devaluación, ambas

correlaciones son señales de una posible multicolinealidad entre esas variables explicativas.

Esta relación puede explicarse debido a que un alto porcentaje del consumo de bienes en la economía boliviana es realizado a través de la importación, por lo tanto, existe la posibilidad de los agentes económicos ajusten su consumo a través de las expectativas de devaluación del tipo de cambio. Se tomó las precauciones necesarias para que el modelo no presente problema de multicolinealidad entre estas variables.

En ambos cuadros se puede observar que la volatilidad de la inflación presenta una correlación positiva y estadísticamente significativa al 10% con el cambio en la variación porcentual del agregado monetario M2 en términos reales.

Partiendo de la extensión del modelo de inventario y añadiendo las conclusiones de las variables integradas en primer orden, se estimará la demanda por dinero a través de los siguientes modelos:

$$\begin{aligned} \Delta \log\left(\frac{M2}{P}\right)_t = & \alpha_0 + \beta_1 \Delta \log Y_t - \beta_2 \Delta i_t - \beta_3 VOL \pi_t - \beta_4 D_t^e + \\ & \beta_5 \Delta \log\left(\frac{M2}{P}\right)_{t-1} + \beta_6 \Delta \log\left(\frac{M2}{P}\right)_{t-2} + \\ & \beta_7 D97T4_t + \beta_7 D01T1_t + \varepsilon_t (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \log\left(\frac{M2}{P}\right)_t = & \alpha_0 + \beta_1 \Delta \log C_t - \beta_2 \Delta i_t - \beta_3 VOL \pi_t - \beta_4 D_t^e + \\ & \beta_5 \Delta \log\left(\frac{M2}{P}\right)_{t-1} + \beta_6 \Delta \log\left(\frac{M2}{P}\right)_{t-2} + \beta_6 \Delta \log\left(\frac{M2}{P}\right)_{t-3} + \\ & \beta_7 D97T4_t + \beta_7 D01T1_t + \varepsilon_t \quad (12) \end{aligned}$$

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Donde  $\Delta \log\left(\frac{M2}{P}\right)_t$  representa el cambio en la variación porcentual de los saldos reales;  $\Delta \log Y_t$  el cambio en la variación porcentual del ingreso real,  $\Delta \log C_t$  el cambio en la variación porcentual en el consumo real,  $\Delta i_t$  la variación porcentual de la tasa de interés,  $VOL\pi_t$  la volatilidad de la inflación y  $D_t^e$  las expectativas de devaluación, además se agregaron dos variables *dummy*  $D97T4_t$  y  $D01T1_t$  utilizadas para capturar los efectos de valores atípicos, también se agregaron variables autoregresivas (dos para el primer modelo y tres para el segundo modelo), que captan el periodo de ajuste de los saldos reales.

### 3. RESULTADOS

Luego de realizada la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, se presentan los resultados de ambos modelos:

#### *a) Demanda de saldos reales con la variable escala del ingreso real. (Cuadro 5)*

Se aprecia que una variación del 1% en el PIB real produce un aumento del 0.94% en el crecimiento de la demanda de saldos reales (al 5% de significancia estadística). Se destaca por otro lado que un incremento porcentual en la tasa de interés de 180 días, se relaciona de forma negativa con la demanda de saldos reales, generando una contracción del 0,01% de la misma (al 1% de significancia estadística).

Por otra parte, tanto las expectativas de devaluación real como la volatilidad de la inflación no tendrían influencia estadísticamente significativa sobre la variable dependiente.

El proceso de ajuste parcial de los saldos monetarios tendría un efecto de retardo de dos trimestres, lo cual se estima al percibir que las variables autoregresivas para dos periodos son estadísticamente significativas

al 1% (se debe proceder con suma cautela para evitar hacer inferencia estadística sobre estas ya que podrían ser indicios de errores de especificación).

*b) Demanda de saldos reales con la variable escala del consumo real. (Cuadro 2)*

Al igual que el PIB real, el consumo tiene una relación positiva y estadísticamente significativa con la demanda de saldos reales, una variación porcentual del consumo real incrementa en 0,32% el crecimiento de la demanda de saldos reales (al 5% de significancia estadística). Por lo tanto, se concluye que la demanda de saldos reales si bien está relacionada estadísticamente con ambas variables de escala, el PIB a precios constantes tiene una influencia mayor sobre la misma, que el consumo a precios constantes. Si bien siguiendo con lo propuesto por Mankiw y Summers (1986), el consumo es una variable significativa en la determinación empírica de la demanda de dinero, el consumo agregado a precios constantes no sería la mejor variable escala para predecir el comportamiento de la demanda de saldos reales para el caso de Bolivia en el corto plazo.

La tasa de interés de 180 días para los ahorros está relacionada negativamente con la demanda de saldos reales en este modelo. Un aumento de un punto en el crecimiento de la tasa de interés produciría un decrecimiento de 0,01% en la demanda de dinero real (al 0,01 de significancia estadística).

En este modelo las expectativas de depreciación si empiezan a jugar un papel importante, son significativas al 0,05 de significancia estadística, y

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

se relacionan negativamente con la demanda de saldos reales como se esperaría a priori<sup>\*\*\*\*\*</sup>.

El periodo de ajuste parcial en este modelo igual se realizaría con un rezago de tres periodos, al ser las dos primeras variables autoregresivas estadísticamente significativas al 0,01% y la variable autoregresiva rezagada del tercer periodo significativa al 0,05. Se debe destacar las regresiones de ambos modelos, generaron relaciones entre la variable regresada y las regresoras con los signos que se esperarían a priori dado la teoría económica analizada. Al realizar las pruebas de los supuestos del modelo clásico de regresión lineal se verifica el cumplimiento en los supuestos en ambos modelos de regresión, se puede apreciar que la probabilidad de J-B es de 0,42 para el modelo 1 y de 0,65 para el modelo 2, por lo tanto en ambos se presenta una distribución normal<sup>+++++</sup>.

---

\*\*\*\*\* La volatilidad de la inflación por su parte no es significativamente estadística en ninguno de los dos modelos.

+++++ Por otra parte, se puede verificar que, en ambos modelos, los estadísticos F para la pruebas de correlación serial LM de Breusch-Godfrey en uno y dos rezagos, no son estadísticamente significativos, de esta forma se concluye que en ambos modelos no existe autocorrelación en los residuos (tomar en cuenta que esto ocurre luego de haber agregado al modelo variables autoregresivas para dos rezagos).

**ESTIMACION DE LA DEMANDA DE SALDOS REALES EN BOLIVIA POR MCO 1995-2013**

**MODELO (1)**

Variable dependiente:  $\Delta \log(M/P)$

Muestra ajustada: 1995-2013

Método: Mínimos Cuadros Ordinarios

Observaciones incluidas: 73 después de ajuste

	<u>Intercepto</u>	<u><math>\Delta \text{LogY}</math></u>	<u><math>\Delta i</math></u>	<u><math>D^e</math></u>	<u><math>\text{VOL}\pi</math></u>	<u><math>\Delta \log(M/P(t-1))</math></u>	<u><math>\Delta \log(M/P(t-2))</math></u>	<u>D1997Q4</u>	<u>D2001Q1</u>
	$\alpha$	$\beta 1$	$\beta 2$	$\beta 3$	$\beta 4$	$\beta 7$		$\beta 8$	$\beta 9$
Coefficiente	0,0019	0,9359**	(0,0103)***	(0,1182)	(0,0107)	0,4051***	0,3081***	(0,1188)***	0,1160***
Error estandar	0,0077	0,4146	0,0038	0,1605	0,0108	0,1006	0,1022	0,0334	0,0344
Estadístico t	0,24	2,57	(2,69)	(0,74)	(0,99)	4,02	3,02	(3,53)	3,37
R2 ajustado	0,51		Prob. No efecto ARCH (F,1 rezago)			0,83			
D-W	2,18		Prob. No efecto ARCH (F,2 rezago)			0,85			
J-B	1,71								
Prob. (J-B)	0,42								
Prob. Correl. Serial LM (F,1 rezago)	0,19								
Prob. Correl. Serial LM (F,2 rezago)	0,26								
Reset (F,1)	0,40								
Reset (F,2)	0,69								

\*\*\* Al 1% de significancia estadística

\*\* Al 5% de significancia estadística

\* Al 10% de significancia estadística

Elaboración propia con datos de UDAPE, INE y BCB

**ESTIMACION DE LA DEMANDA DE SALDOS REALES EN BOLIVIA POR MCO 1995-2013**  
**MODELO (2)**

Variable dependiente:  $\Delta \log(M/P)$

Muestra ajustada: 1995-2013

Método: Mínimos Cuadros Ordinarios

Observaciones incluidas: 72 despues de ajuste

	<u>Intercepto</u>	<u><math>\Delta \log C</math></u>	<u><math>\Delta i</math></u>	<u><math>D^e</math></u>	<u><math>VOL\pi</math></u>	<u><math>\Delta \log(M/P(t-1))</math></u>	<u><math>\Delta \log(M/P(t-2))</math></u>	<u><math>\Delta \log(M/P(t-3))</math></u>	<u>D1997Q4</u>	<u>D2001Q1</u>
	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_6$	$\beta_7$		$\beta_8$	$\beta_9$
Coefficiente	0,0054	0,3296**	(0,0108)***	(0,4181)**	(0,013)	0,2849***	0,2881***	0,2470**	(0,1164)***	0,1076***
Error estandar	0,0063	0,1606	0,0037	0,1721	0,0103	0,1004	0,1039	0,1011	0,0323	0,0325
Estadístico t	0,86	2,05	-2,87	-2,43	-1,22	2,84	2,77	2,44	-3,60	3,31
R2 ajustado	0,56		Prob. No efecto ARCH (F,1 rezago)				0,37			
D-W	1,87		Prob. No efecto ARCH (F,2 rezago)				0,66			
J-B	0,86									
Prob. (J-B)	0,65									
Prob. Correl. Serial LM (F,1 rezago)	0,53									
Prob. Correl. Serial LM (F,2 rezago)	0,69									
Reset (F,1)	0,09									
Reset (F,2)	0,10									

\*\*\* Al 1% de significancia estadística

\*\* Al 5% de significancia estadística

\* Al 10% de significancia estadística

Elaboracion propia con datos de UDAPE, INE y BCB

Las pruebas Ramsey RESET, que muestran si existe la necesidad de incluir términos cuadráticos o cúbicos a los modelos, se rechazan al 5% de significancia estadística, por lo tanto, los modelos no presentan errores de especificación en este sentido.

El  $R^2$  ajustado, es decir, el coeficiente de determinación, para el modelo 1 es de 0,50 y para el segundo modelo es 0,56, se concluye que ambos modelos se ajustan a los datos, la demanda de saldos reales es explicada en alrededor del 50% por las variables explicativas de los modelos especificados<sup>27</sup>

Los criterios de Akaike y de Schwarz para el modelo 1 (AIC: -3,89 y BIC: -3.61) y el modelo 2 (AIC: -3.98 y BIC: -3.66); muestran que el mejor modelo estimado es el que utiliza al ingreso real a precios constantes como variable escala.

#### **4. REFLEXIONES FINALES**

Este trabajo se basó en la demostración de cuál era la variable escala que mejor explique la demanda por dinero en Bolivia para el corto plazo utilizando por primera vez al consumo real como variable proxy; al contrario de lo planteado por Mankiw y Summers (1987), en una economía en vías de desarrollo como la boliviana, es el ingreso real medido a través de la PIB a precios constantes, y no el consumo real, es la variable que mejor se adapta a los datos.

---

<sup>27</sup> Las pruebas de heteroscedasticidad de ARCH, dan como resultado valores de F que permiten no rechazar la hipótesis nula de que existe homocedasticidad en ambos modelos; sin embargo, el modelo 2 rechaza la hipótesis nula de las pruebas de Breush-Pagan-Godfrey, Harvey y Glejser, al 5% de significancia estadístico, por lo tanto, es posible que existan problemas de heterocedasticidad en las estimaciones.

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Estos resultados sugieren que para las estimaciones de la cantidad óptima de circulación de dinero dentro de la economía boliviana se tome en cuenta las variaciones en el ingreso real.

Los parámetros estimados en el modelo solo muestran una relación de corto plazo para la demanda por saldos reales, debido a que la cantidad de años de nuestra muestra no es adecuada para realizar un análisis de equilibrio en el largo plazo. Otra limitación del trabajo está en el uso de las variables instrumentales como la volatilidad de la inflación y las expectativas de devaluación, que fueron calculadas bajo el método indicado en Román (1996); pero podrían ser calculadas de otra forma ya que la literatura económica no reconoce una única manera para calcular estas variables.

Si bien en las investigaciones realizadas por Humerez y Rojas (1996) y Orellana (1998) en donde la tasa de devaluación es una variable que afecta significativamente a la demanda de dinero en Bolivia; sin embargo, en este documento las expectativas de devaluación no tienen una influencia estadísticamente significativa cuando se utiliza el ingreso real como variable escala, pero se muestra significativa cuando se utiliza el consumo real como variable principal.

Al igual que en el trabajo de Román (1996) para México, gran parte de las variables que utilizadas para explicar la demanda de dinero no son estacionarias en niveles, además tanto la volatilidad de la tasa de inflación como las expectativas de depreciación cambiaria no fueron significativamente estadísticas cuando se utilizó el ingreso real como variable escala y la tasa de interés como la variable de costo de oportunidad, lo cual puede ser indicativo de que éstas tasas ya incorporan una cierta prima por riesgo o incertidumbre.

Si bien Sarría (2007) en su estudio que realizo en Nicaragua, sugería que elasticidad de la demanda de saldos reales con respecto a la tasa de interés interno, no estadísticamente significativa para países en vías de desarrollo; en este trabajo se observa lo contrario ya que la tasa de interés pasiva de los bancos a 180 días, si actúa como costo de oportunidad del dinero en el corto plazo para Bolivia.

Las investigaciones futuras deberán orientarse en encontrar si el consumo presenta una relación de equilibrio para el largo plazo en las estimaciones de la demanda por dinero en Bolivia; y bajo qué condiciones, en países en vía de desarrollo, si se cumple la hipótesis de Mankiw y Summers (1987) de que el consumo es la mejor variable para explicar la demanda de dinero.

**ANEXOS**

<b>PRUEBAS DE HETEROCEDASTICIDAD MODELO 1</b>		
<b>PRUEBA</b>	<b>ESTADISTICO</b>	<b>PROBABILIDAD</b>
BREUSCH-PAGAN-GODFREYD	F	0,39
	$X^2$	0,37
HARVEY	NO SE PUEDE REALIZAR LA PRUEBA	
GLEJSER	F	0,30
	$X^2$	0,29
ARCH - 1 REZAGO	F	0,83
	$X^2$	0,83
ARCH - 2 REZAGOS	F	0,85
	$X^2$	0,84
WHITE CRUZADOS	F	0,16
	$X^2$	0,19
WHITE SIN CRUZAR	F	0,85
	$X^2$	0,82

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

<b>PRUEBAS DE HETEROCEDASTICIDAD MODELO 2</b>		
<b>PRUEBA</b>	<b>ESTADISTICO</b>	<b>PROBABILIDAD</b>
BREUSCH-PAGAN-GODFREYD	F	0,06
	$X^2$	0,04
HARVEY	F	0,00
	$X^2$	0,00
GLEJSER	F	0,03
	$X^2$	0,04
ARCH - 1 REZAGO	F	0,37
	$X^2$	0,36
ARCH - 2 REZAGOS	F	0,66
	$X^2$	0,65
WHITE CRUZADOS	F	0,56
	$X^2$	0,49
WHITE SIN CRUZAR	F	0,89
	$X^2$	0,87

## **BIBLIOGRAFÍA**

- Baba, Y., Hendry, P. y Starr, R. 1988. "US Money Demand 1960-84", *Nuffield College Discussion Paper 27*.
- Baumol, W.J. 1952. "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach". *Quarterly Journal of Economics*, 66, November, 545-556.
- D.A. Dickey y W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427-431. Véase también W.A. Fuller, *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Nueva York, 1976.
- Fisher, I. 1911. *The Purchasing Power of Money*. New York: Macmillan.
- Friedman, M. (1956) "The Quantity theory of Money: A restatement". En M. Friedman (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
- Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. In *A theory of the consumption function* (pp. 20-37). Princeton University Press.
- Friedman, M. (1959) "The demand for Money: Some Theoretical and empirical results. *Journal of Political Economy*, 67 (4), 327-51.
- Diamond, P. A. (1983). "Money in Search Equilibrium." *Econometrica*, 52(1): 1-20.
- Cagan, Phillips. 1956. "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en Milton Friedman (compilador), *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: Chicago University Press, pp. 25-117.

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Goldfeld, S, y Sichel, D. 1990. "The Demand for Money". En B. Friedman y F. Hahn, *Handbook of Monetary Economics*, Amsterdam: Elsevier, 299-356.

Goldfeld, S.M. 1973. "The Demand for Money Revisited". *Brookings Papers on Economic Activity*, (3), 577-638.

Goodfriend, M. 1985. "Reinterpreting Money Demand Regressions". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22, Spring, 207-242.

Gujarati, D. & Porter, D. (2003). *Econometría* (4ed.) México: McGraw-Hill.

J. Humerez y F. Rojas, (1996). Estimación de la función de demanda por dinero en el periodo de la post- estabilización en Bolivia [PDF file]. *Udape*, vol.15(7). Recuperado de

[http://www.udape.gob.bo/portales\\_html/analiseconomico/analisis/vol15/art07.pdf](http://www.udape.gob.bo/portales_html/analiseconomico/analisis/vol15/art07.pdf)

J.A. Morales, (1986, marzo). Creación de dinero y demanda por dinero durante la alta inflación boliviana de 1982 a 1985, *Instituto de investigaciones socios económicos*, 7(86), 24-25.

Catacora, L. A. (2004). Demanda por dinero en Bolivia. *Dinámica económica* (pp. 107-119).

Keynes, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York: MacMillan.

Mankiw, G., y Summers, L. 1986. "Money Demand and the Effects of Fiscal Policies". *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, November, 415-429.

Mies, V., y Soto, R. (2000). Demanda por Dinero: Teoría, Evidencia, Resultados, *Economía chilena*, 3(3), 6-18.

P.C.B. Phillips y P. Perron, "Testing a Unit Root in Time Series Regression", en *biometrika*, vol. 75, 1998, pp. 335-346. La prueba PP ahora se incluye en varios softwares estadísticos.

Pigou, A.C. 1917. "The Value of Money". *Quarterly Journal of Economics*, 37, November, 38-65.

Rao, B.B and Singh R. (2003). *Demand for Money in India: 1953 – 2002*. University of South Pacific, Suva (Fiji).

Román, F. Vela, A. (1996, junio). LA DEMANDA DE DINERO EN MEXICO [PDF file]. *Banco de Mexico*. Documento Núm. 9602. Recuperado de

<http://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-discursos/publicaciones/documentos-de-investigacion/banxico/%7BE4DBA3BB-250A-6B40-22CA-BF083D4BB4E6%7D.PDF>.

Sarria, A.I., (2007, Septiembre). *Estimación de la demanda mensual de medio circulante (M1) en Nicaragua por medio de un modelo de corrección de errores (MCE): 2001:01 – 2007:03* [PDF file]. Recuperado de

[http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/ni/Demanda\\_de\\_dinero\\_Nicaragua.pdf](http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/ni/Demanda_de_dinero_Nicaragua.pdf)

Slovin, M. B., y Sushka, M. E. 1983. "Money, Interest Rates and Risk". *Journal of Monetary Economics*, 12, September, 475-482.

Tobin, J. 1956. "The Interest Elasticity of Transactions Demand for Cash". *Review of Economics and Statistics*, 38, August, 241-247.

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

W. Orellana, (2000), La estabilidad de la demanda de bolivianos luego del proceso inflacionario: 1986-1997, 1998, *Revista de Análisis*, vol.3 (1).

Velasco Valdez, D. (2015). ECONOMÍA INFORMAL EN BOLIVIA: ANÁLISIS, EVALUACIÓN Y CUANTIFICACIÓN EN BASE AL ENFOQUE MONETARIO DE LA DEMANDA DE EFECTIVO (PERIODO 1994-2014). *Investigación & Desarrollo*, 2(15), 76-89.

BELTRAN, H. E. S. Memoria inflacionaria e histéresis en la econometría de la demanda de dinero para el caso boliviano 1970–2010.

Ireland, Peter N. (2004), “Money’s Role in the Monetary Business Cycle”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 36, núm. 6, diciembre, pp. 969-983.

Leeper, Eric M., y Jennifer E. Roush (2003), Putting “M” Back in Monetary Policy, nber Working Papers, núm. 9552, marzo, <doi: 10.3386/w9552>.

Carrera, C. (2016). Demanda de dinero a largo plazo en los países de América Latina: un enfoque de datos de panel no estacionarios. *Monetaria*, 38(1), 131-165.

Ball, Laurence (2001), “Another Look at Long-run Money Demand”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 47, núm. 1, febrero, pp. 31-44, <doi: 10.1016/S0304-3932(00)00043-X>.

Mark, N. C., y D. Sul (2003), “Cointegration Vector Estimation by Panel dols and Long-run Money Demand”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, núm. 5, pp. 655-680.

Larraín, F., & Sachs, J. D. (2002). *Macroeconomía en la economía global*. Pearson Educación.

Leriche, C. E (1991). Teoría cuantitativa y Escuela de “Cambridge”: la versión de AC Pigou.

*Economía coyuntural, Revista de temas de coyuntura y perspectivas, vol.2, núm. 2., pp. 105- 143.*

