



**Ciencia Latina**  
Internacional

---

Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar, Ciudad de México, México.  
ISSN 2707-2207 / ISSN 2707-2215 (en línea), mayo-junio 2024,  
Volumen 8, Número 3.

[https://doi.org/10.37811/cl\\_rcm.v8i3](https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v8i3)

## **ANÁLISIS ECONOMÉTRICO SOBRE LA DEMANDA POR DINERO EN PARAGUAY**

**ECONOMETRIC ANALYSIS ABOUT MONEY  
DEMAND IN PARAGUAY**

**Econ. Tania Giselle Stollmaier Huber**

Universidad Católica Nuestra Señora de la Asunción, Paraguay

DOI: [https://doi.org/10.37811/cl\\_rcm.v8i3.11329](https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v8i3.11329)

## Análisis Econométrico sobre la Demanda por Dinero en Paraguay

Econ. Tania Giselle Stollmaier Huber<sup>1</sup>

[tania.stollmaier@uc.edu.py](mailto:tania.stollmaier@uc.edu.py)

<https://orcid.org/0009-0000-4698-4082>

Facultad de Ciencias Contables, Administrativas y Económicas

Universidad Católica Nuestra Señora de la Asunción

Campus Guairá, Villarrica del Espíritu Santo

Paraguay

### RESUMEN

El objetivo principal de la investigación es identificar los factores que inciden en la demanda de dinero de Paraguay y sus posibles implicaciones cuantitativas, a partir de un estudio longitudinal y correlacional, que ha encontrado las relaciones para la demanda de dinero (M1) y sus determinantes como la Tasa de interés, la Inflación y el Tipo de cambio E, mediante el desarrollo del modelo econométrico ARDL tomando como muestra la serie mensual desde enero del 2014 a octubre del 2023, para lo cual M1 se encuentra relacionado negativamente con todas las variables de estudio, mientras que el modelo ha logrado demostrar la existencia de relación de largo plazo entre las variables.

*Palabras Claves:* política monetaria, demanda de dinero, series de tiempo, ARDL

<sup>1</sup> Autor principal

Correspondencia: [tania.stollmaier@uc.edu.py](mailto:tania.stollmaier@uc.edu.py)

# Econometric Analysis about Money Demand in Paraguay

## ABSTRACT

The main objective of the research is to identify the factors that affect the demand for money in Paraguay and its possible quantitative implications, based on a longitudinal and correlational study, which has found the relationships for the demand for money (M1) and its determinants, such as the Interest Rate, Inflation and the Exchange Rate E, through the development of the ARDL econometric model taking as a sample the monthly series from January 2014 to October 2023, for which M1 is negatively related to all the variables of study, while the model has managed to demonstrate the existence of a long-term relationship between the variables.

**Keywords:** *monetary policy, demand for money, time series, ARDL*

*Artículo recibido 10 abril 2024*

*Aceptado para publicación: 08 mayo 2024*



## INTRODUCCIÓN

En el contexto de la economía paraguaya, el análisis económico desempeña un papel crucial para comprender las dinámicas subyacentes que influyen en diferentes aspectos del sistema económico-financiero. Uno de los elementos centrales de esta exploración es el estudio de la demanda por dinero, una variable esencial que refleja las preferencias y comportamientos de los agentes económicos en relación con la liquidez.

El presente trabajo se centra en un análisis econométrico detallado de la demanda por dinero en Paraguay, con el objetivo de identificar los factores que inciden en este fenómeno y sus posibles implicaciones cuantitativas. La demanda por dinero, entendida como la cantidad de dinero que los individuos y las empresas desean mantener en efectivo y en depósitos bancarios, es esencial para entender las aplicaciones de política monetaria y sus efectos en la actividad económica.

Si bien, el Banco Central del Paraguay, a partir del año 2013, ha abandonado el anclaje a los Agregados Monetarios como esquema de control de la Inflación, pasando a asumir el esquema de Metas de Inflación, a partir del cual, la autoridad monetaria anuncia su inflación objetivo y conduce sus esfuerzos de política monetaria al logro de ese objetivo mediante cambios en las tasa de interés de corto plazo más conocida como la TPM (Tasa de Política Monetaria), el estudio de la demanda por dinero mediante los agregados monetarios no deja de ser importante para la política monetaria, pues finalmente es la que junto con las decisiones de oferta, conducen a un equilibrio en el mercado de dinero local y afectan a los niveles de precios.

Paraguay, como economía en desarrollo, ha experimentado cambios significativos en su entorno financiero en las últimas décadas. La globalización, las políticas monetarias y fiscales, así como otros factores macroeconómicos, han influido en las preferencias de los agentes económicos respecto al dinero, específicamente en relación al Guaraní. En este contexto, el análisis econométrico se presenta como una herramienta valiosa para modelar y cuantificar las relaciones causales entre variables clave que afectan la demanda por dinero, así como para realizar pronósticos.

A través de la aplicación de técnicas econométricas adecuadas, en función al estado del arte, este estudio busca identificar los determinantes más relevantes de la demanda por dinero en Paraguay. Además, se

pretende evaluar la robustez de los modelos propuestos, considerando la estabilidad de las relaciones a lo largo del tiempo.

En última instancia, este análisis econométrico no solo contribuirá al entendimiento profundo de la demanda por dinero en Paraguay, sino que también proporcionará resultados valiosos para los responsables de la formulación de políticas económicas y financieras, permitiéndoles tomar decisiones informadas que impulsen el crecimiento sostenible y la estabilidad monetaria en el país. **Revisión de la**

### **literatura**

Muchos economistas se han preocupado por explicar la demanda de dinero, cuyo mayor reto teórico/práctico ha sido el de especificar correctamente sus determinantes y respectivas elasticidades, ya que, por otra parte, la oferta de dinero es mucho más simple de establecer por el papel que cumplen los bancos centrales (Villca y otros, 2018).

El recorrido por las teorías sobre la demanda por dinero inicia con la Teoría cuantitativa del dinero de Fisher (1911), la cual relaciona las variaciones de los precios con la cantidad de dinero en la economía, la cual puede aproximarse con la oferta de dinero por el banco central; sus fundamentos se orientaban más a explicar la oferta. Mientras que, en la escuela de Cambridge, Pigou (1917) explica las razones por las que un individuo demanda dinero en efectivo, a partir de un enfoque más microeconómico, “concluye que a mayor volumen de transacciones mayor demanda de dinero” (Valencia Romero y otros, 2020). Pero la demanda de dinero no solo es explicada por su función como medio de cambio, ya que a partir de la Gran Depresión, Keynes (1936) incorpora dos factores más, la precaución y la especulación, el primero generado por el ingreso, mientras que el último por la incertidumbre de las tasas de interés; finalmente esto es ampliado por Hicks (1937) en su modelo IS-LM asumiendo que la demanda depende tanto del ingreso como de los tipos de interés (Villca y otros, 2018).

Siguiendo con el recorrido se puede mencionar la teoría de Friedman en 1956 que se enfoca en explicar la demanda de dinero a partir del costo de oportunidad de mantener dinero, lo cual, a su vez, tiende a estar condicionado por el tipo de interés de otros activos e introduce como variable la tasa de inflación. En esta misma línea se encuentra el modelo de inventarios de Baumol (1952) y Tobin (1956), así como el modelo de asignación de carteras de Tobin (1958), siendo tal que:



El primero, además del ingreso, considera a la tasa de interés, las prácticas de pago y los costos de transacción como determinantes del dinero demandado. La segunda muestra la decisión de un individuo al distribuir su riqueza entre dinero y bonos ante la presencia de riesgo (por incertidumbre de la tasa de los bonos). (Valencia Romero y otros, 2020, pág. 78)

Se puede entender que la demanda de dinero es entonces un resultado de sus determinantes como aquellas variables que se relacionan con la actividad económica y al costo de oportunidad de mantener dinero.

Cuando se habla de dinero no se limita al conjunto de billetes y monedas en circulación, tal y como lo definen Larraín & Sachs (2013) “El dinero es un conjunto de activos financieros (que incluye el circulante, las cuentas corrientes, los cheques de viajero y otros instrumentos ) con características muy particulares que lo diferencian de otros tipos de títulos financieros” (pág. 139). La principal diferencia entre el dinero y otros tipo de activos financieros, es en esencia que sirve para realizar transacciones; además, de servir como medio de cambio y como depósito de valor, excepto en periodos de alta inflación.

Los agregados monetarios son los parámetros que se tienen para definir de una manera más exacta al dinero, así como establecer los límites entre los distintos tipos de dinero que coexisten en la economía. El criterio principal para definir al dinero es la facilidad con la que este puede utilizarse para realizar transacciones, particularmente a juzgarse por su liquidez, siendo así el dinero en efectivo, el más líquido, contra el cual se juzgan los demás activos. De forma general los agregados monetarios se simbolizan con la letra M. Cada banco central juzga sus agregados monetarios, siendo la Reserva Federal que Clasifica a Mh como el dinero de alto poder expansivo; a M1 que incluye los billetes y monedas, depósitos a la vista , cheques de viajero y otras cuentas contra las cuales se pueden girar cheques; a M2 que incluye a M1 más el cuasidinerio; por último a M3 que incluye al M2 y a otras cuentas menos líquidas.

El Banco Central del Paraguay clasifica a sus agregados monetarios de manera tal que:

**Base Monetaria (BM):** Billetes y monedas en circulación (M0) y las reservas bancarias en el BCP( Dptos. Cta. Cte. en el BCP + Dptos. por encajes) + Billetes en mano del BCP



**Billetes y Monedas en Circulación (M0):** Billetes y monedas emitidos por el BCP y en circulación en la economía.

**Medio Circulante (M1):** Billetes y monedas en poder del público y los depósitos en cuenta corriente del sector privado. M0 + Depósito en Cuenta Corriente (contra los cuales se puede girar cheques).

**M2:** M1 + Cuasidinero (Depósitos de ahorro a la vista, depósitos de ahorro a plazo y CDA).

**M3:** M2 + Depósitos en Moneda extranjera.

**M4:** M3 + Otros Activos en manos de Público menos líquidos.

Díaz Guzmán & Castellano Montiel (2022) consideran que el agregado M1 es el que mejor representa a la demanda de dinero en función del cual esta puede ser explicada. En ese sentido se pueden mencionar otros antecedentes que utilizan este agregado monetario en sus modelos para la demanda de dinero, tales como Villca y otros (2018) que lo analizan desde una perspectiva de varios países de Latinoamérica<sup>2</sup> y estiman las elasticidades de la demanda de dinero al ingreso y a la tasa de interés utilizando la metodología de Kao y Pedroni cuyos resultados indican que “Las estimaciones en el panel de países muestran una elasticidad de demanda de dinero al ingreso de 1.73, y a la tasa de interés de -0.16, siendo esto consistente con lo esperado teóricamente” (pág. 18). Asimismo, Valencia Romero y otros (2020) consideran el agregado M1 pero esta vez como un determinante de la captación bancaria en México para el periodo 2006-2018 considerando las variables de la actividad económica y del costo de oportunidad de mantener dinero a través de un modelo de vectores autoregresivos.

Misas A. & Suescúm M. (1993) han abordado las funciones de la demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario en cuyo análisis han estudiado la relación entre las distintas definiciones de los agregados monetarios y un conjunto de variables macroeconómicas a partir de técnicas de integración y cointegración estacional, que para el periodo 1980-1992 encuentran que los agregados monetarios M1 y M2 están cointegrados en la frecuencia cero con la tasa de interés, los precios y el ingreso, además, concluye que el agregado M1 es el más importante en la ejecución de política monetaria

---

<sup>2</sup> En cuya muestra se incluyen: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay.

Considerando otros estudios como el de Sánchez Fung (1999), quien ha estimado la demanda de dinero de largo plazo para República Dominicana a partir de una ecuación que “asume una relación lineal-logarítmica entre el dinero real y el ingreso y una relación lineal entre el dinero real y la tasa de interés, una forma funcional común en la literatura” (pág. 145). Los datos que utiliza refiere a M1 como la cantidad nominal de dinero, Y como el PIB real y P es el Deflactor del PIB; así como las medidas de costo de oportunidad de dinero que tiene que ver con R, la tasa de interés de los bonos del tesoro de Estados Unidos a 30 años, E como el tipo de cambio nominal (a la venta) y la Variación de P como la medida de inflación.

Rodríguez Pérez (2008) se ha ocupado de estimar la demanda por dinero para México, utilizando datos mensuales que abarcan el periodo enero de 1996 a mayo de 2007 y comprobar su relación con el nivel de precios. Mientras que Noriega y otros (2011), en cuyo artículo colabora Rodríguez Pérez, se realiza un análisis econométrico por medio de métodos de cointegración y modelos de corrección de error (MCE) del agregado monetario M1 en México para lo cual, se utilizan datos trimestrales sin ajuste estacional para el periodo 1986-2010, cuyas variables de interés se concentran en el agregado monetario M1 en términos reales deflacionado con el Índice nacional de precios al consumidor, el PIB real (Y) como medida de escala de transacciones en la economía, la tasa de interés de los Certificados de la Tesorería de la Federación a 91 días (i) como medida del costo de oportunidad; estos datos se presentan en Logaritmos naturales a excepción de la tasa de interés (pág. 706); los mismos concluyen que “Las estimaciones en el panel de países muestran una elasticidad de demanda de dinero al ingreso de 1.73, y a la tasa de interés de -0.16, siendo esto consistente con lo esperado teóricamente” (pág. 743).

En un artículo titulado “Una exploración reciente de la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal” se estima la función de demanda por dinero para el periodo 1984-2016 bajo un modelo de cointegración basado en Saikkonen y Choi (2004) cuyos resultados indican que existe una relación de largo plazo entre **los precios, el ingreso, la tasa de interés y la demanda de dinero**, cuyos signos de la función coinciden con la teoría económica y las semielasticidades respecto a la tasa de interés se situaron entre -0,005 y -0,983, mientras que las elasticidades ingreso encontradas oscilaron entre 1,967 y 3,006 (Ordoñez-Callamand y otros, 2018).





Por otra parte, Alvarado Ferrera & Raudales Cárdenas (2022) se han propuesto determinar la existencia de una relación a largo plazo entre la demanda de dinero y variables macroeconómicas tales como, tipo de cambio, PIB e Inflación en el periodo 2002-2021, para lo cual utilizan el enfoque ARDL en cuyas conclusiones se destacan que tanto el modelo M1 como el modelo M2 lograron demostrar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables del modelo, resalta que “el modelo M2 debería tomarse como punto focal ya que al incluir más valores este brinda una representación más robusta del mercado” (pág. 88); en el mismo artículo se mencionan varios antecedentes, entre los cuales se destaca el estudio de Ester Campello, en colaboración de otros autores, que analizan la evolución del agregado M3 y de sus componentes en Colombia en cuya conclusión afirma que:

(...) a pesar de las fuertes turbulencias experimentadas por la economía colombiana en el periodo 2003-2020, los cuatro componentes del agregado amplio M3 mantienen una relación, a largo plazo, con las variables macroeconómicas determinantes (el pib y el costo de oportunidad en el caso de las demandas individuales y la relación PIB/M3, proxy de la velocidad de circulación del dinero, y el tipo de interés del agregado M3 en el caso de las participaciones de cada componente en M3). (Barros Campello y otros, 2022, pág. 162)

A nivel regional, en Bolivia, se estima una función de demanda para responder a la interrogante de que si Bolivia podría mantener niveles altos de señoreaje, que en comparación con algunos países de América Latina, es uno de los más altos, cercanos al 2% del Producto Interno Bruto. La función de demanda planteada añade la característica de la bolivianización, por lo que esta función aumentada tipo Cagan está dada por el Logaritmo natural de los saldos reales  $\ln(M/P)$ , el Índice Global de la Actividad Económica ( $y=IGAE$ ), la tasa de interés pasiva en moneda local del sistema financiero ( $i$ ) y el Logaritmo natural de la bolivianización al cuadrado. “Los resultados muestran que el ingreso, las tasas de interés pasivas y la bolivianización financiera habrían contribuido en gran manera al incremento de la demanda de dinero, en especial desde 2006” (Cerezo & Ticona, 2017, pág. 32).

Por último, pero no menos importante, en Paraguay se ha realizado una estimación de la demanda de dinero, para la cual se han utilizado datos trimestrales del anexo estadístico del informe económico del

Banco Central de Paraguay, utilizando el Agregado M1 ampliado mediante técnicas de cointegración, cuyo modelo se resume en la siguiente especificación:

$$\frac{M_t}{P_t} = k Y_t^\eta e^{-\alpha r} e^{-\delta T} \quad (1)$$

En términos logarítmicos, la ecuación anterior puede ser reescrita como :

$$\ln(M/P_t) = \ln K + \eta \ln Y_t - \alpha r - \delta T \quad (2)$$

Donde:

Mt= Saldo del M1 ampliado desestacionalizado en términos nominales en el momento t.

Pt= Nivel general de precios en el momento t.

Yt= Variable de escala, aproximada por el Producto Interno Bruto desestacionalizado.

r= Variable que representa el costo de oportunidad.

T= Proxy de cambio tecnológico.

N= Elasticidad de la demanda de dinero respecto de la variable de escala.

a= Elasticidad de la demanda de dinero con respecto al costo de oportunidad.

d= Semielasticidad de la demanda con respecto al parámetro tecnológico.

En cuya conclusión mencionan que:

Los coeficientes estimados para el largo plazo están acorde con los resultados encontrados en trabajos similares realizados para la región. Estos coeficientes están en el orden de 0,77 para el ingreso, -0,23 para la tasa de interés y -0,005 para el factor tecnológico. (Rojas & García, 2006, pág. 1)

## Modelo y Datos

### Modelo Teórico

El modelo se formula en base a la Teoría Cuantitativa, tom-ando como base la ecuación de intercambio de Fisher (1911) y las contribuciones de Friedmann (1956), de tal manera que:

$$M V = P Q$$

Donde:



M= es la cantidad de dinero en un periodo determinado,

V= es la velocidad de circulación del dinero,

P= es el nivel de precios de la economía,

Q= representa el volumen del producto real de la economía.

También se puede considerar el enfoque de la Demanda por Saldos Monetarios reales:

$$M / P = (1 / V) \times Q$$

Esta última, describe la demanda monetaria real como una función de la velocidad del dinero y del PIB real. A su vez, como la tasa de interés nominal es una buena medida del costo de oportunidad de mantener dinero, entonces a medida que la tasa de interés suba, la velocidad de circulación también tenderá a aumentar, y de acuerdo a su relación con la demanda por saldos reales, esta tenderá a disminuir.

Es decir, a mayor tasa de interés nominal, menor demanda por saldos monetarios reales.

Por otra parte, se añade las consideraciones teóricas de Baumol & Tobin, en cuyo modelo se agrega la tasa de interés y el tipo de cambio como un determinante adicional de la demanda de dinero.

### **Datos**

Los datos han sido recolectados de acuerdo a las variables de interés del modelo teórico. La fuente de consulta secundaria, por la naturaleza del tema elegido, es el Anexo Estadístico del Informe Económico del Banco Central del Paraguay

<https://www.bcp.gov.py/anexo-estadistico-del-informe-economico-i365>

Se disponen de los siguientes datos para la economía paraguaya, cuyas series son mensuales y abarcan el periodo 2014m1 a 2023m10 (enero del 2014 a octubre del 2023):

Δ% M1: Tasa de variación del agregado M1 como proxy de la demanda por dinero

Δ% IPC: Tasa de variación del Índice de precios al consumidor

i: Tasa de interés de corto y largo plazo del sistema financiero ( $i_1$ ;  $i_2$ )

E: Tipo de cambio guaraníes/dólar americano

IMAEP: indicador mensual de la actividad económica del Paraguay como proxy del PIB real<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Esta última teniendo en cuenta lo nota metodológica del Banco Central, la cual detalla que “La compilación de las cuentas nacionales anuales y trimestrales observan los mismos conceptos en su formulación, difiriendo solo en la periodicidad de la información elaborada”

No se utilizan logaritmos ya que los datos están expresados en porcentajes como tasas, mientras que uno de ellos, es un indicador, excepto para la variable E tipo de cambio, al cual se aplica LOG.

**Modelo econométrico a estimar:**

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \mu$$

$Y_t = M1$	Variable dependiente
$X_1 = IPC$	Variable independiente
$X_2 = i$	Variable independiente
$X_3 = E$	Variable independiente
$X_4 = IMAEP$	Variable independiente

A priori se espera que:

$\beta_1 > 0$ , es decir una relación positiva entre la demanda por dinero y la inflación.

$\beta_2 < 0$ , es decir una relación negativa entre la demanda por dinero y las tasas de interés.

$\beta_3 < 0$ , es decir una relación negativa entre la demanda por dinero y el tipo de cambio.

$\beta_4 > 0$ , es decir una relación positiva entre la demanda por dinero y el volumen de actividad económica.

Se aplica el modelo econométrico ARDL (Autoregressive Distributed Lag) el cual es utilizado para analizar las relaciones de largo plazo entre las variables, cuyas fórmulas principales incluyen:

**Modelo de ARDL en Niveles:** generalmente se usa cuando las series temporales son no estacionarias:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 X_{t-1} + \dots + \beta_k Y_{t-p} + \beta_{k+1} X_{t-p} + ut$$

Donde:

- $Y_t$  y  $X_t$  son las variables de interés en el tiempo  $t$ .
- $\beta_0$  es la constante.
- $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{k+1}$  son los coeficientes.
- $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$  y  $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}$  son los rezagos (lags) de las variables  $Y$  y  $X$ , respectivamente.
- $ut$  es el término de error.

**Modelo de ARDL en Primeras Diferencias:** El modelo ARDL en primeras diferencias es utilizado cuando las series temporales son estacionarias en primeras diferencias:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \Delta X_{t-1} + \dots + \beta_k \Delta Y_{t-p} + \beta_{k+1} \Delta X_{t-p} + vt$$

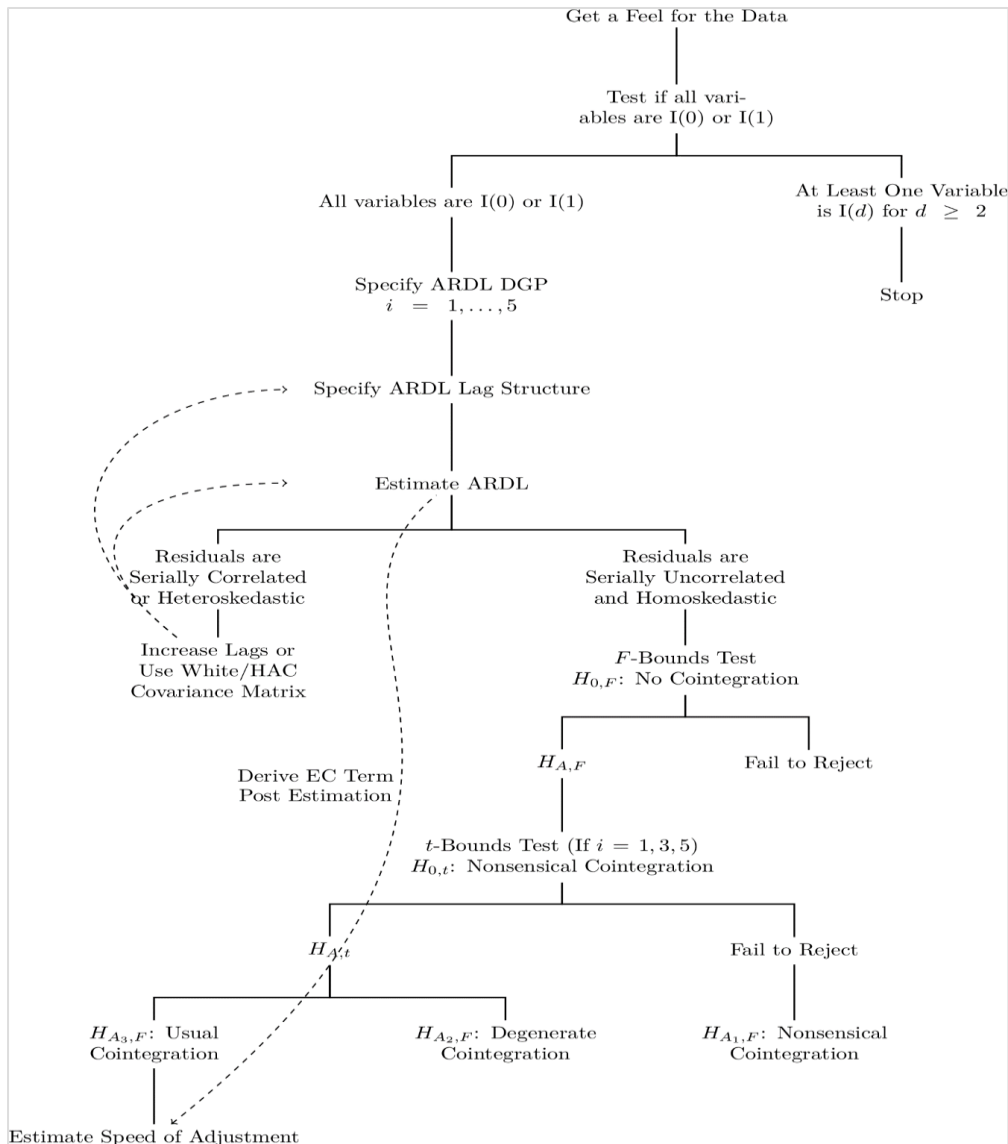
Donde:



- $\Delta Y_t$  y  $\Delta X_t$  son las primeras diferencias de las variables Y y X en el tiempo t, respectivamente.
- $\beta_0$  es la constante.
- $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{k+1}$  son los coeficientes.
- $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p}$  y  $\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-p}$  son las primeras diferencias rezagadas de las variables Y y X, respectivamente.
- $vt$  es el término de error.

En el gráfico siguiente se puede observar en detalle la aplicación del modelo:

**Gráfico 1**



Fuente: Eviews Blog (2017) <https://blog.eviews.com/2017/05/autoregressive-distributed-lag-ardl.html>

## RESULTADOS

### Parte 1. Estadística descriptiva de las variables

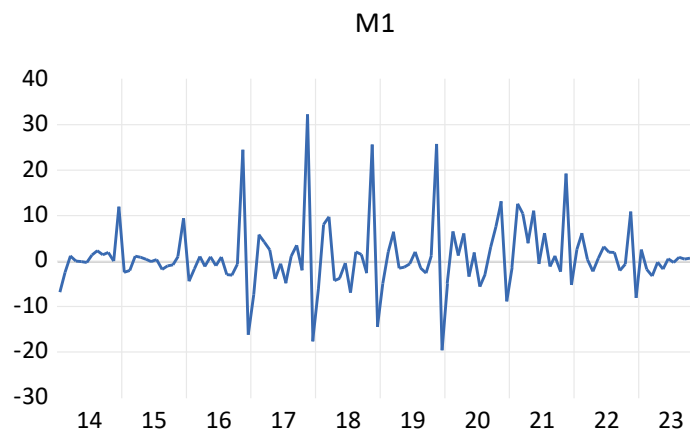
Tabla 1- Sumario estadístico de las variables

	M1	Inflación IPC	Tvista	Tplazo	IMAEP_ desestac	E Gs/dólares
Promedio	.955477	0.347998	0.837784	6.750981	112.6805	6052.362
Mediana	0.124157	0.373140	0.860000	6.677817	113.9632	5945.281
Máximo	32.22759	2.591036	1.310000	10.38000	128.1056	7384.842
Mínimo	-19.64370	-0.951734	0.370000	4.890000	96.55556	4267.307
Desviación Estándar	7.476120	0.522950	0.227566	0.799160	8.264051	856.3155
Sesgo (Skewness)	1.231019	0.763793	-0.288864	0.726525	-0.224577	-0.320117
Curtosis	7.472068	5.309308	2.151443	5.862324	1.984666	2.165198
Jarque-Bera	28.1333	37.69325	5.181279	50.66256	6.060492	5.441727
Probabilidad	.000000	0.000000	0.074972	0.000000	0.048304	0.065818
Observaciones	118	118	118	118	118	118

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

En los resultados de la tabla se puede observar que las variables no muestran una distribución normal; Skewness muestra un sesgo hacia la derecha y una kurtosis alta para M1, INFLACION y TPLAZO, mientras que muestra un sesgo hacia la izquierda y una kurtosis baja para IMAEP\_DESEST, TVISTA y E. El estadístico Jarque-Bera también indica que las variables no se distribuyen de manera normal. Esto no constituye un problema para la modelación, pues por lo general, las variables económicas no se distribuyen de acuerdo a la normal.

Gráfico 1 Trayectoria de M1 en el periodo de muestra (enero2014 a octubre2023)



Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

**Gráfico 2** Trayectoria de las variables de estudio en el periodo de muestra (enero2014 a octubre2023)



Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

En los gráficos descriptivos se puede observar la evolución de todas las variables tomadas en cuenta para el estudio a lo largo del tiempo. Al respecto del primer gráfico, sobre la Demanda por dinero (M1), los picos se concentran en los meses de noviembre (altos) y diciembre (bajos) para la demanda por dinero en el periodo 2016-2019. Para la inflación, los valores atípicos se concentran en los años 2015 y 2016, siendo la mayor variación positiva registrada para el mes de enero del 2016 explicada fundamentalmente por el aumento de los precios de la carne. En relación al promedio de la tasa pasiva, esta comienza a experimentar un descenso durante el periodo de la pandemia, lo cual es congruente con las políticas adoptadas por el banco central del Paraguay, al aplicarse una política monetaria expansiva

con una disminución considerable de la TMP.<sup>3</sup> El indicador de la actividad económica mensual del Paraguay, tienen una tendencia de crecimiento a la larga, pero fluctuante conforme al ciclo económico, aunque se puede observar un punto de quiebre en abril de 2020, el mes siguiente de haberse aplicado las políticas de confinamiento por la pandemia de Covid-19 en el país. Por último, en relación al tipo de cambio se puede observar un aumento desde mediados del 2014 hasta el 2015, para luego permanecer durante casi 4 años en una cotización más o menos estable alrededor de los 6.000 Gs/Dólar, en los años siguientes se puede observar la depreciación de la moneda local para subir hasta los 7.385 Gs/Dólar (último mes de muestra), esto es consistente con la política de Flotación sucia del BCP<sup>4</sup> cuya intervención se hace visible una vez que el tipo de cambio supere las bandas de 4.000-8.000 Gs/Dólar, mientras tanto el valor de la moneda local respecto al dólar es el resultado de los movimientos de oferta y demanda de la divisa.

## Parte 2. Modelo econométrico

### Pruebas de órdenes de integración Dickey-Fuller

**Tabla 2** Test de raíz unitaria por grupo de variables

Variable	Niveles			Primeras Diferencias		
	DFA	Augmented	Dickey-	DFA	Augmented	Dickey-
	Fuller	test	Fuller	Fuller	test	Fuller
	test	statistic	statistic	test	statistic	statistic
M1		0.3094			0.0000	
INFLACION_IPC		0.0000			0.0000	
TVISTA		0.6023			0.0000	
TPLAZO		0.0000			0.0000	
IMAEP_DESESTAC		0.6032			0.0000	
E		0.7037			0.0000	

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

Mediante la prueba de órdenes de integración de Dickey-Fuller, se puede evaluar cuanto sigue:

H0: La variable posee raíz unitaria.

H1: La variable no posee raíz unitaria.

<sup>3</sup> Tasa de política monetaria.

<sup>4</sup> Banco Central del Paraguay.



Regla de decisión P-valor mayor a 0.05 (5% a 95% de confianza).

Las variables inflación y tasa de interés a plazo, no poseen raíces unitarias en niveles. Mientras que la demanda por dinero (M1) es estacionaria en la primera diferencia, así como tasa de interés a la vista, IMAEP como proxy del PIB y tipo de cambio E.

### Estructuración del modelo ARDL

**Tabla 3** Ecuación estimada por ARDL (4,0,0,0,0)

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Estadístico	Prob.
D(M1(-1))	-1.162256	0.062873	-18.48586	0.0000
D(M1(-2))	-1.123276	0.084950	-13.22279	0.0000
D(M1(-3))	-0.784005	0.084875	-9.237138	0.0000
D(M1(-4))	-0.347778	0.062343	-5.578410	0.0000
TVISTA	-4.198007	2.528966	-1.659970	0.1001
INFLANCION_IPC	-1.040871	1.057774	-0.984021	0.3275
LOG(E)	-2.978595	4.158288	-0.716303	0.4755
D2016M11	-28.39890	5.587224	-5.082828	0.0000
D2017M11	-35.39637	5.500712	-6.434870	0.0000
D2018M11	-29.61005	5.501641	-5.382039	0.0000
D2019M11	-28.16756	5.523663	-5.099435	0.0000
D2020M11	-18.36711	5.547342	-3.310975	0.0013
C	168.5612	39.84171	4.230772	0.0001

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

En el modelo econométrico con enfoque ARDL se ha eliminado la variable IMAEP como proxy del PIB por la falta de significancia individual para el modelo y sus altas perturbaciones a las pruebas de normalidad de los residuales. Así como la variable TPLAZO.

D(M1) es significativa individualmente hasta su cuarto rezago, ya que p-valor es de 0,0000.

INFLACIÓN se considera en el modelo, aunque p-valor es mayor cae en la zona de rechazo para H0, su exclusión del modelo no genera cambios significativos en las pruebas de normalidad de los residuos, por lo que se considera su inclusión como explicativo de la Demanda por dinero. Tal como el LOG de E, permanece en el modelo pues su inclusión mejora la distribución normal de los residuos.

TVISTA tiene una significancia individual para el modelo con un nivel de confianza del 90%, por lo que su p-valor hace que no se rechace H0.



Por otro lado, las variables dummies como regresores fijos son significativos individualmente. Las variables dummies se corresponden con los meses de noviembre de los años 2016 a 2020.

Globalmente el modelo es significativo ya que la prueba F arroja una probabilidad del 0,000000 con lo que se rechaza H0.

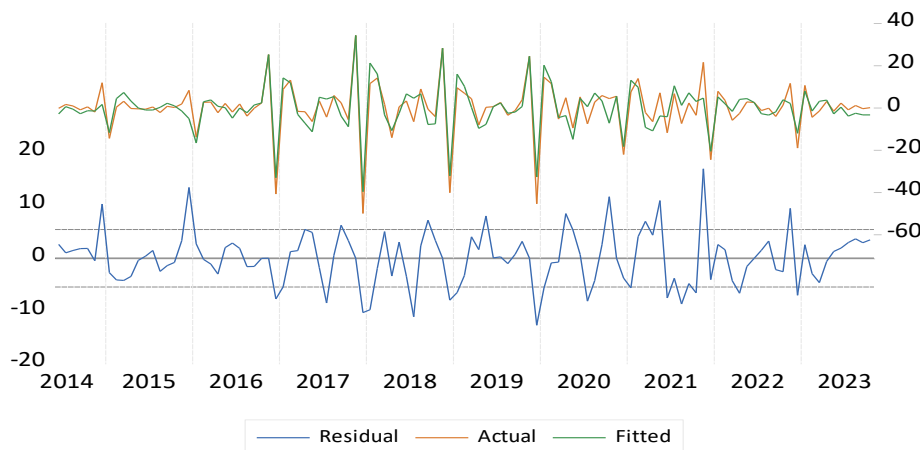
R cuadrado arroja un resultado del 0,822666 con lo cual se puede asumir que el modelo está explicado el 82,27% por sus determinantes, es decir por la misma demanda por dinero hasta su cuarto rezago, por la inflación (determinante con mucha fuerza teórica), por la tasa de interés para los depósitos a plazo en el sistema financiero y por el log del tipo de cambio.

Por lo que la función para la demanda de dinero estaría explicada de la siguiente manera:

$$\Delta(M1) = 168,56 - 1,16*\Delta(M1)_{t-1} - 1,12*\Delta(M1)_{t-2} - 0,78*\Delta(M1)_{t-3} - 0,35*\Delta(M1)_{t-4} - 4,2*TVISTA - 1,04*INFLANCION\_IPC - 2,98*LOG(E)$$

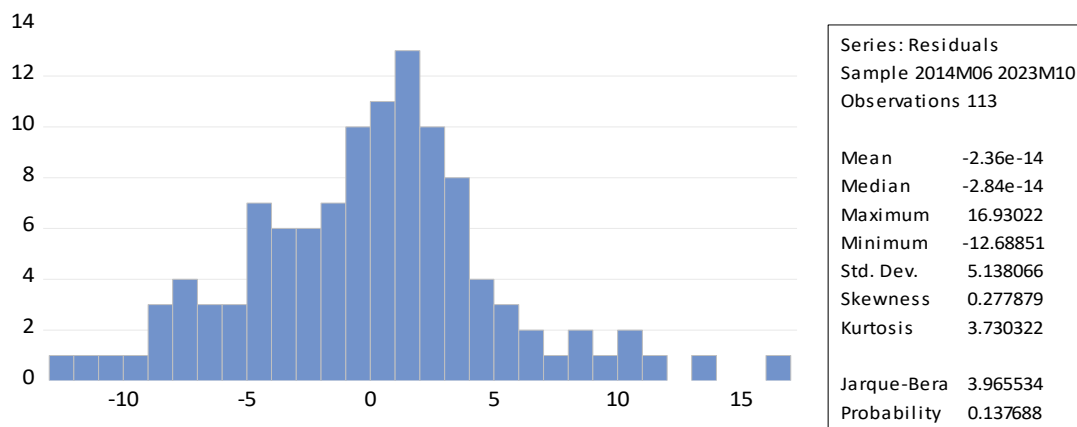
A continuación, se exponen los resultados de la evaluación a los residuales.

**Gráfico 3** Residuales del modelo



Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

**Gráfico 4** Normalidad de los residuos



Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

Se puede asumir que existe normalidad en los residuos, la Kurtosis es cercana a 3, mientras que la probabilidad para Jarque-Bera es mayor al 10%.

**Tabla 4** LM test para el modelo

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	4.733031	Prob. F(2,98)	0.0109	
Obs*R-squared	9.953515	Prob. Chi-Square(2)	0.0069	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: ARDL				
Date: 02/16/24 Time: 17:42				
Sample: 2014M06 2023M10				
Included observations: 113				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M1(-1))	-0.112000	0.077428	-1.446503	0.1512
D(M1(-2))	-0.036256	0.103701	-0.349624	0.7274
D(M1(-3))	-0.031129	0.096358	-0.323055	0.7473
D(M1(-4))	-0.009273	0.066416	-0.139623	0.8892
TVISTA	0.042340	2.447228	0.017301	0.9862
INFLANCION_IPC	0.354619	1.026904	0.345328	0.7306
LOG(E)	-0.115267	4.014071	-0.028716	0.9771
D2016M11	0.488805	5.391990	0.090654	0.9280
D2017M11	0.270926	5.354059	0.050602	0.9597
D2018M11	-0.062080	5.379370	-0.011540	0.9908
D2019M11	0.610431	5.348306	0.114135	0.9094
D2020M11	2.827409	5.460457	0.517797	0.6058
C	-3.249793	38.65390	-0.084074	0.9332
RESID(-1)	0.345942	0.129254	2.676453	0.0087
RESID(-2)	-0.230560	0.123175	-1.871809	0.0642
R-squared	0.088084	Mean dependent var	-2.36E-14	
Adjusted R-squared	-0.042189	S.D. dependent var	5.138066	
S.E. of regression	5.245333	Akaike info criterion	6.275621	
Sum squared resid	2696.325	Schwarz criterion	6.637664	
Log likelihood	-339.5726	Hannan-Quinn criter.	6.422534	
F-statistic	0.676147	Durbin-Watson stat	2.151417	
Prob(F-statistic)	0.792323			

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

Siendo la probabilidad menor al 5%, se rechaza H0, por lo que los residuos están correlacionados en serie hasta el segundo rezago. Por lo que se procede a realizar las pruebas de heterocedasticidad con el objeto de validar los supuestos del modelo econométrico.



**Tabla 5** Test de Homocedasticidad

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.955954	Prob. F(12,100)	0.4957
Obs*R-squared	11.62875	Prob. Chi-Square(12)	0.4759
Scaled explained SS	12.43255	Prob. Chi-Square(12)	0.4116

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.011238	Prob. F(1,110)	0.9158
Obs*R-squared	0.011441	Prob. Chi-Square(1)	0.9148

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

Siendo, H0: los errores tienen varianza constante, son homocedásticos; H1: los errores no tienen varianza constante, son heterocedásticos.

Como la probabilidad es alta no se rechaza H0, por lo tanto los residuos son homocedásticos.

**Tabla 6** Prueba de límites y forma de largo plazo de ARDL

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	168.5612	39.84171	4.230772	0.0001
D(M1(-1))*	-4.417315	0.255307	-17.30198	0.0000
TVISTA**	-4.198007	2.528966	-1.659970	0.1001
INFLANCION_IPC**	-1.040871	1.057774	-0.984021	0.3275
LOG(E)**	-2.978595	4.158288	-0.716303	0.4755
D(M1(-1),2)	2.255060	0.209529	10.76252	0.0000
D(M1(-2),2)	1.131783	0.137149	8.252245	0.0000
D(M1(-3),2)	0.347778	0.062343	5.578410	0.0000
D2016M11	-28.39890	5.587224	-5.082828	0.0000
D2017M11	-35.39637	5.500712	-6.434870	0.0000
D2018M11	-29.61005	5.501641	-5.382039	0.0000
D2019M11	-28.16756	5.523663	-5.099435	0.0000
D2020M11	-18.36711	5.547342	-3.310975	0.0013

\* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

\*\* Variable interpreted as  $Z = Z(-1) + D(Z)$ .

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TVISTA	-0.950353	0.577042	-1.646939	0.1027
INFLANCION_IPC	-0.235634	0.239720	-0.982955	0.3280
LOG(E)	-0.674300	0.941837	-0.715941	0.4757
C	38.15919	9.235724	4.131695	0.0001

$$EC = D(M1) - (-0.9504*TVISTA - 0.2356*INFLANCION_IPC - 0.6743*LOG(E) + 38.1592)$$

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	80.45302 3	10%	2.37	3.2
		5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Actual Sample Size	113	10%	2.474	3.312
		5%	2.92	3.838
		1%	3.908	5.044

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.



Siendo H0: No existe relación de largo plazo; y como la probabilidad es del 80,45 entonces se rechaza H0, por la tanto existe relación de largo plazo entre las variables (H1).

**Tabla 7** Prueba VIF

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
D(M1(-1))	0.003953	2.229115	2.229114
D(M1(-2))	0.007217	4.069739	4.069739
D(M1(-3))	0.007204	4.065449	4.065439
D(M1(-4))	0.003887	2.195837	2.195773
TVISTA	6.395672	18.49057	1.309754
INFLACION_IPC	1.118886	1.644607	1.166304
LOG(E)	17.29136	5015.183	1.230448
D2016M1	31.21707	118.2477	1.046440
D2017M1	30.25783	114.6142	1.014285
D2018M1	30.26806	114.6529	1.014628
D2019M1	30.51085	115.5726	1.022766
D2020M1	30.77300	116.5656	1.031554
C	1587.362	6066.482	NA

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

Tanto para las pruebas no centradas, como para las centradas, los valores no superan a 10 en los 4 rezagos para M1, y en F\_inflación, mientras que para la prueba no centradas de TVISTA alcanza un valor de 18,5 por lo que puede existir problemas de multicolinealidad sobre esta variable. Para Log E alcanza un valor bastante alto para la prueba no centrada, por lo que también puede existir multicolinealidad para esta variable.

**Tabla 8** Test de variables omitidas para IMAEP

Omitted Variable Test			
Equation: EQ01ARDL			
Omitted Variables: IMAEP_DESESTAC			
Specification: D(M1) D(M1(-1)) D(M1(-2)) D(M1(-3)) D(M1(-4)) TVISTA INFLANCIION_IPC LOG(E) D2016M11 D2017M11 D2018M11 D2019M11 D2020M11 C			
Null hypothesis: IMAEP_DESESTAC is not significant			
	<u>Value</u>	<u>df</u>	<u>Probability</u>
t-statistic	0.852802	99	0.3958
F-statistic	0.727272	(1, 99)	0.3958
Likelihood ratio	0.827084	1	0.3631
F-test summary:			
	<u>Sum of Sq.</u>	<u>df</u>	<u>Mean Squares</u>
Test SSR	21.56256	1	21.56256
Restricted SSR	2956.769	100	29.56769
Unrestricted SSR	2935.207	99	29.64855
LR test summary:			
	<u>Value</u>		
Restricted LogL	-344.7823		
Unrestricted LogL	-344.3688		

En el test, para la variable omitida IMAEP\_DESEST se puede observar como el modelo restringido tiene un menor logaritmo de máxima verosimilitud que el modelo irrestringido, con esto se maximiza que los parámetros sean significativos. Por lo que se puede afirmar que el mejor modelo es aquel que no contiene a la IMAEP que se había tomado como un proxy del PIB.

**Tabla 9** Test de variables omitidas para TPLAZO

Omitted Variable Test			
Equation: EQ01ARDL			
Omitted Variables: TPLAZO			
Specification: D(M1) D(M1(-1)) D(M1(-2)) D(M1(-3)) D(M1(-4)) TVISTA INFLANCIION_IPC LOG(E) D2016M11 D2017M11 D2018M11 D2019M11 D2020M11 C			
Null hypothesis: TPLAZO is not significant			
	<u>Value</u>	<u>df</u>	<u>Probability</u>
t-statistic	0.753000	99	0.4532
F-statistic	0.567009	(1, 99)	0.4532
Likelihood ratio	0.645346	1	0.4218
F-test summary:			
	<u>Sum of Sq.</u>	<u>df</u>	<u>Mean Squares</u>
Test SSR	16.83806	1	16.83806
Restricted SSR	2956.769	100	29.56769
Unrestricted SSR	2939.931	99	29.69628
LR test summary:			
	<u>Value</u>		
Restricted LogL	-344.7823		
Unrestricted LogL	-344.4596		

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

En relación a la variable TPLAZO como la tasa de interés para depósitos a plazo en el sistema financiero, el modelo restringido tiene un menor logaritmo de máxima verosimilitud que el modelo irrestringido, con esto se maximiza que los parámetros sean significativos.

Por medio del test de máxima verosimilitud, se puede encontrar que la exclusión de ambas variables es significativa, pues sus respectivos logaritmos son menores en los modelos restringidos que los que irrestringidos.

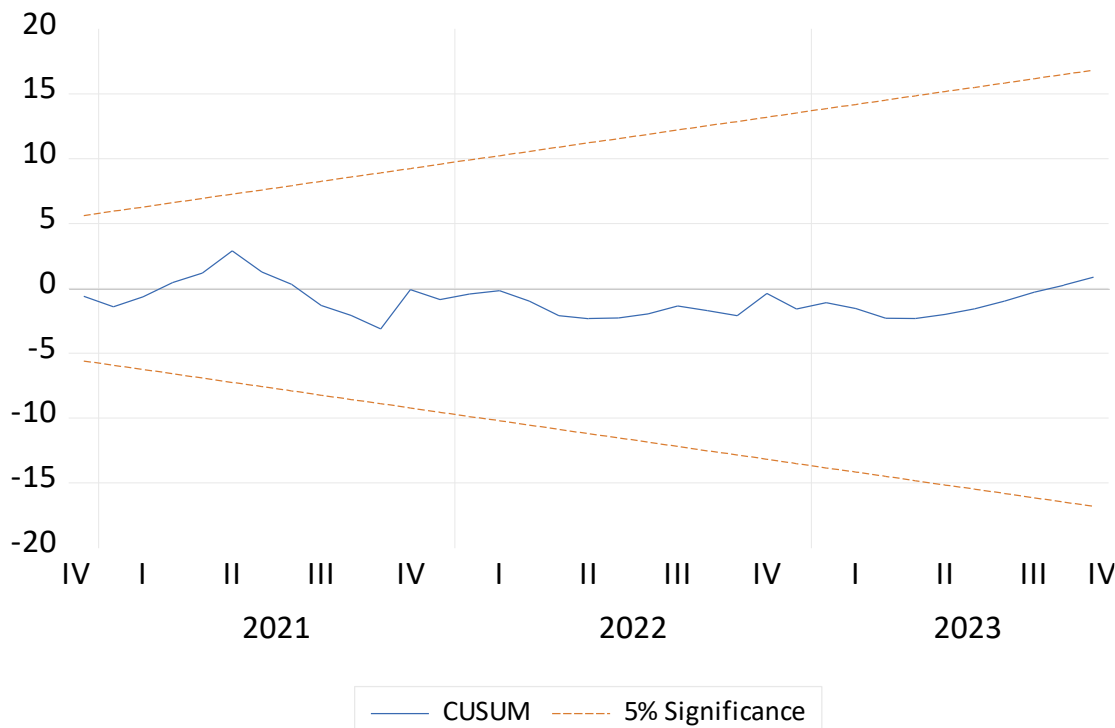
**Tabla 10** Test Ramsey

Omitted Variables: Squares of fitted values			
Specification: D(M1) D(M1(-1)) D(M1(-2)) D(M1(-3)) D(M1(-4)) TVISTA INFLANCIÓN_IPC LOG(E) D2016M11 D2017M11 D2018M11 D2019M11 D2020M11 C			
	Value	df	Probability
t-statistic	6.702705	99	0.0000
F-statistic	44.92626	(1, 99)	0.0000
Likelihood ratio	42.28248	1	0.0000
F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	922.9489	1	922.9489
Restricted SSR	2956.769	100	29.56769
Unrestricted SSR	2033.820	99	20.54364
LR test summary:			
	Value		
Restricted LogL	-344.7823		
Unrestricted LogL	-323.6411		

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

Por el test de Ramsey se puede determinar que el modelo restringido es mejor, pues tiene menor logaritmo en relación al modelo irrestringido.

**Gráfico 5** Test Cusum



Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

Se considera que el modelo es estable globalmente, por la que la línea azul no sale de las bandas de confianza.

### Parte 3. Pronóstico para M1 como proxy de la demanda de dinero.

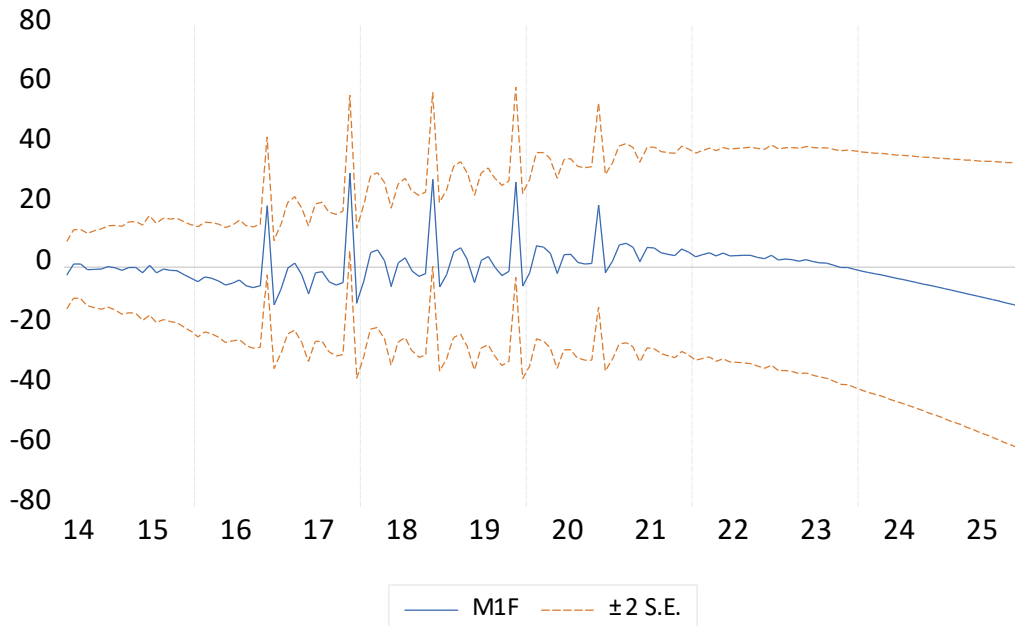
Siendo la ecuación resultante:

$$\Delta(M1) = 168,56 - 1,16*\Delta(M1)_{t-1} - 1,12*\Delta(M1)_{t-2} - 0,78*\Delta(M1)_{t-3} - 0,35*\Delta(M1)_{t-4} - 4,2*TVISTA - 1,04*INFLANCION\_IPC - 2,98*LOG(E)$$

Siendo el intercepto en  $y = 168,56$  y existiendo una relación negativa entre TVISTA y M1, de tal manera que por cada 1% que aumenta la tasa de interés a la vista, la demanda tenderá a disminuir en 4,2% aproximadamente, resultante del aumento del costo de oportunidad del dinero, también el modelo ha arrojado una relación negativa entre INFLACIÓN y M1, de tal manera que por cada 1% que aumente el nivel general de precios, medida por el IPC, la demanda de dinero tenderá a disminuir en 1,04% aproximadamente, esto difiere de lo esperado a priori; entre tanto que existe una relación negativa entre M1 y E, de tal manera que por cada 1% que aumente el tipo de cambio, la demanda de dinero tenderá a disminuir en 2,98%, resultante de la depreciación de la moneda local.

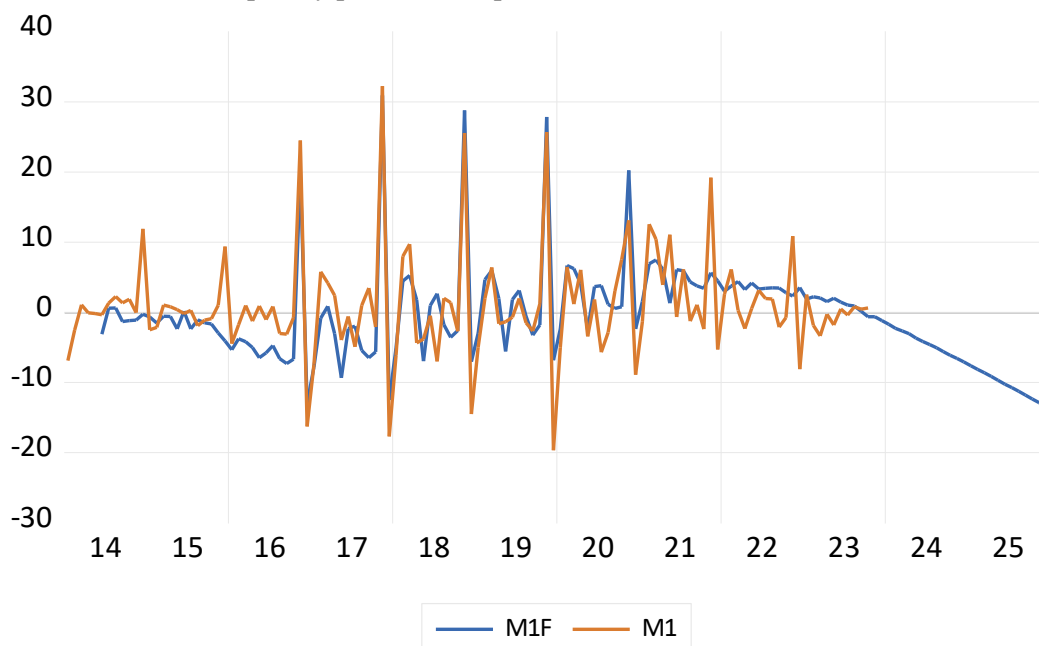


**Gráfico 6** Pronóstico para la Demanda de Dinero



Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

**Gráfico 7** Serie temporal y pronosticada para M1



Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.

En el gráfico se puede observar como el pronóstico (forecast) tiene un buen ajuste para la demanda de dinero en relación a la serie observada. La línea F(azul) indica que la demanda de dinero tenderá a decrecer, que, considerando el resultado del pronóstico para las variables independientes, es coherente, ya que sus respectivos pronósticos indican que tienen a crecer.

## CONCLUSIONES

La demanda de dinero, la cual es objeto de estudio de la investigación, tomando como dato el cambio mensual en el agregado monetario  $M1$ , aplicando un modelo ARDL (4,0,0,0) ha permitido arribar a las siguientes conclusiones:

**Efecto de rezagos de la variable dependiente**, ya que los coeficientes negativos de los rezagos de  $\Delta M1$  sugieren que los cambios en la variable  $M1$  en períodos pasados tienen un efecto negativo en el cambio actual de  $M1$ .

**Efecto de la variable TVISTA**, pues el coeficiente negativo (-4.2) sugiere que un aumento en la tasa de interés a la vista reduce el cambio en la variable  $M1$ , esto se debe a que, al aumentar el costo de oportunidad del dinero, las personas tienden a reducir su demanda de dinero, lo cual es consistente con la teoría económica.

**Efecto de la variable inflación**, de tal manera que el coeficiente negativo (-1.04) sugiere que un aumento en la inflación reduce el cambio en la variable  $M1$ . Esto podría ser consistente con la teoría económica, ya que una mayor inflación puede hacer que la gente retenga menos efectivo debido a la disminución del poder adquisitivo de la moneda local.

**Efecto de la variable LOG(E)**, como el coeficiente negativo (-2.98) indica que un aumento del 1% en el tipo de cambio está asociado con una disminución en el cambio de la variable  $M1$  en casi 3%. Esto sugiere que una depreciación de la moneda local (un aumento en  $E$ ) puede estar relacionada con una menor expansión de la cantidad de dinero en la economía.

Por lo tanto, la tasa de interés a la vista, la inflación y el tipo de cambio son buenos explicativos de la demanda de dinero, así como los cuatro primeros rezagos de la misma variable ( $M1$ ), para lo cual, el modelo seleccionado ha arrojado un  $R$  cuadrado alto de más del 82%, mientras que el modelo es significativo en conjunto y el test cusum demuestra estabilidad en el modelo; por otra parte, el test LM ha permitido determinar la existencia de relación de largo plazo entre las variables. El pronóstico para  $M1$  decrece a la larga.

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Alvarado Ferrera, D., & Raudales Cárdenas, G. (2022). DEMANDA DE DINERO EN HONDURAS: ENFOQUE ARDL. *Revista Economía y Administración*, 13(2), 64-91.
- Banco Central del Paraguay . (2013). *Política Monetaria en Paraguay: metas de inflación un nuevo esquema*. Asunción.
- Banco Central del Paraguay. (s.f.). Anexo Estadístico del Informe Económico . Paraguay.
- Barros Campello, E., Pateiro Rodríguez, C., & Salcines Cristal, V. (2022). La inestabilidad de la demanda de dinero en Colombia, 2023-2020. *IE*, 81(319), 141-167.
- Cerezo, S. M., & Ticona, U. A. (2017). Bolivianización, demanda de dinero y señoreaje en Bolivia: evidencia empírica y una propuesta teórica. *LAJED*, 7-37.
- Díaz Guzmán, G., & Castellano Montiel, A. G. (2022). Demanda de dinero transaccional en Colombia 1994(I)-2019(IV). *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVIII(1), 141-153.
- Damián Sandoval , M., Rochin Berumen, F. L., & Martínez Flores, R. B. (2024). Desarrollo de competencias profesionales en Patología Veterinaria. Estudios Y Perspectivas Revista Científica Y Académica , 4(1), 1–14. <https://doi.org/10.61384/r.c.a.v4i1.64>
- Damián Sandoval , M., Rochin Berumen, F. L., & Martínez Flores, R. B. (2024). Desarrollo de competencias profesionales en Patología Veterinaria. Estudios Y Perspectivas Revista Científica Y Académica , 4(1), 1–14. <https://doi.org/10.61384/r.c.a.v4i1.65>
- Da Silva Santos , F., & López Vargas , R. (2020). Efecto del Estrés en la Función Inmune en Pacientes con Enfermedades Autoinmunes: una Revisión de Estudios Latinoamericanos. *Revista Científica De Salud Y Desarrollo Humano*, 1(1), 46–59. <https://doi.org/10.61368/r.s.d.h.v1i1.9>
- Eviews Blog. (18 de Mayo de 2017). *Econometric Analysis Insight Blog*.
- Flores Fiallos , S. L. (2024). Simulación clínica en la formación de profesionales de la salud: explorando beneficios y desafíos. *Revista Científica De Salud Y Desarrollo Humano*, 5(2), 116–129. <https://doi.org/10.61368/r.s.d.h.v5i2.124>



- Larraín , F., & Sachs, J. (2013). *Macroeconomía en la Economía Global*. Santiago de Chile: Pearson Education.
- Misas A., M., & Suescúm M., R. (1993). Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario. *Revista ESPE*(23), 55-79.
- Noriega, A. E., Ramos-Francia, M., & Rodríguez Pérez, C. A. (2011). Demanda por dinero en México (1986-2010). *El Trimestre Económico*, LXXVIII(312), 699-749.
- Novales Cinca, A. (1993). *Econometría*. Madrid: McGraw-Hill.
- Ordoñez-Callamand, D., Melo-Velandía, L. F., & Parra-Amado, D. (2018). Una exploración reciente a la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal. *Revista de Economía de Rosario*, 21(1), 5-37.
- Rodríguez Pérez, C. A. (2008). *Demanda por dinero: la persistencia de la base monetaria y la expectativa de inflación que la sustenta*. El Colegio de México.
- Rojas, B. D., & García, H. (2006). *Estimación de la demanda de dinero en Paraguay*. Asunción: Banco Central del Paraguay.
- Sánchez Fung , J. (1999). DEMANDA DE DINERO DE LARGO PLAZO EN LA REPÚBLICA DOMINICANA: EVIDENCIA PRELIMINAR. *Ciencia y Sociedad*, XXIV(2), 143-163.
- Valencia Romero, R., González Moya, J., & Ríos Bolívar, H. (2020). *Demanda de dinero y captación bancaria en México*. Universidad Nacional Autónoma de México.
- Villca, A., Torres , A., Posada, C. E., & Hermilson, V. (2018). Demanda de dinero en América Latina, 1996-2016: una aplicación de cointegración en datos de panel. *CIEF Centro de investigaciones económicas y financieras*.

## APÉNDICE

**Tabla 11.** Resultados del modelo AR para las variables independientes

Dependent Variable: INFLANCIÓN_IPC				
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.350748	0.064478	5.439779	0.0000
AR(1)	0.224586	0.080381	2.794003	0.0061
SIGMASQ	0.257694	0.023866	10.79750	0.0000
R-squared	0.049659	Mean dependent var		0.347998
Adjusted R-squared	0.033131	S.D. dependent var		0.522950
S.E. of regression	0.514214	Akaike info criterion		1.533180
Sum squared resid	30.40788	Schwarz criterion		1.603621
Log likelihood	-87.45764	Hannan-Quinn criter.		1.561781
F-statistic	3.004571	Durbin-Watson stat		2.000672
Prob(F-statistic)	0.053466			

Dependent Variable: D(TVISTA)				
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000789	0.005517	0.142983	0.8866
AR(1)	-0.392667	0.069764	-5.628510	0.0000
SIGMASQ	0.006257	0.000668	9.371274	0.0000
R-squared	0.153027	Mean dependent var		0.001183
Adjusted R-squared	0.138168	S.D. dependent var		0.086321
S.E. of regression	0.080136	Akaike info criterion		- 2.183444
Sum squared resid	0.732084	Schwarz criterion		- 2.112619
Log likelihood	130.7315	Hannan-Quinn criter.		- 2.154690
F-statistic	10.29848	Durbin-Watson stat		1.909774
Prob(F-statistic)	0.000077			

Dependent Variable: LOG(E)				
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.677642	0.198043	43.81705	0.0000
AR(1)	0.997199	0.009549	104.4299	0.0000
SIGMASQ	0.000258	2.92E-05	8.862078	0.0000
R-squared	0.988008	Mean dependent var		8.697737
Adjusted R-squared	0.987800	S.D. dependent var		0.147422
S.E. of regression	0.016284	Akaike info criterion		- 5.328282
Sum squared resid	0.030493	Schwarz criterion		- 5.257840
Log likelihood	317.3686	Hannan-Quinn criter.		- 5.299680
F-statistic	4737.459	Durbin-Watson stat		1.232308
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.



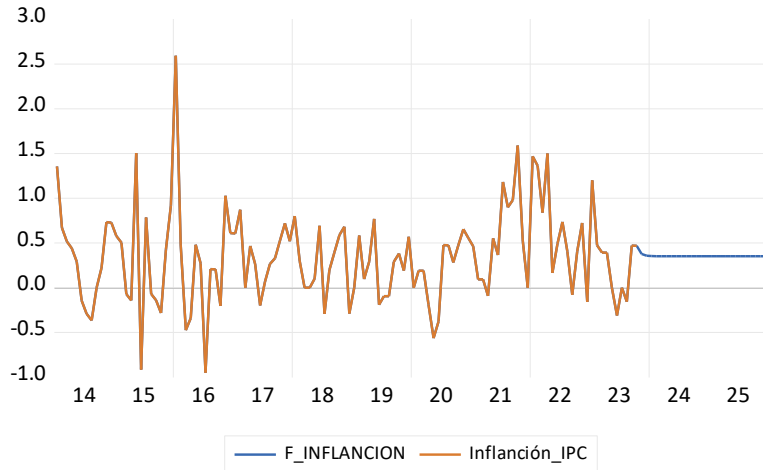
**Tabla 12** Pronóstico para las variables independientes

Forecast	Tvista	Inflación	E
2023M11	0.37700360...	0.87251198...	7394.58372...
2023M12	0.35664479...	0.89555560...	7402.58828...
2024M01	0.35207249...	0.88760563...	7461.52926...
2024M02	0.35104561...	0.89182582...	7507.62133...
2024M03	0.35081499...	0.89126719...	7497.82706...
2024M04	0.35076320...	0.89258504...	7498.57489...
2024M05	0.35075156...	0.89316606...	7554.77214...
2024M06	0.35074895...	0.89403642...	7601.02231...
2024M07	0.35074837...	0.89479316...	7591.72535...
2024M08	0.35074823...	0.89559451...	7591.60756...
2024M09	0.35074820...	0.89637834...	7647.06939...
2024M10	0.35074820...	0.89716906...	7694.10174...
2024M11	0.35074820...	0.89795707...	7685.52642...
2024M12	0.35074820...	0.89874614...	7684.62989...
2025M01	0.35074820...	0.89953480...	7739.35850...
2025M02	0.35074820...	0.90032362...	7787.15795...
2025M03	0.35074820...	0.90111238...	7779.32467...
2025M04	0.35074820...	0.90190116...	7777.67198...
2025M05	0.35074820...	0.90268993...	7831.64962...
2025M06	0.35074820...	0.90347870...	7880.19411...
2025M07	0.35074820...	0.90426748...	7873.12055...
2025M08	0.35074820...	0.90505625...	7870.73402...
2025M09	0.35074820...	0.90584503...	7923.94336...
2025M10	0.35074820...	0.90663380...	7973.21037...
2025M11	0.35074820...	0.90742257...	7966.91354...
2025M12	0.35074820...	0.90821135...	7963.81588...

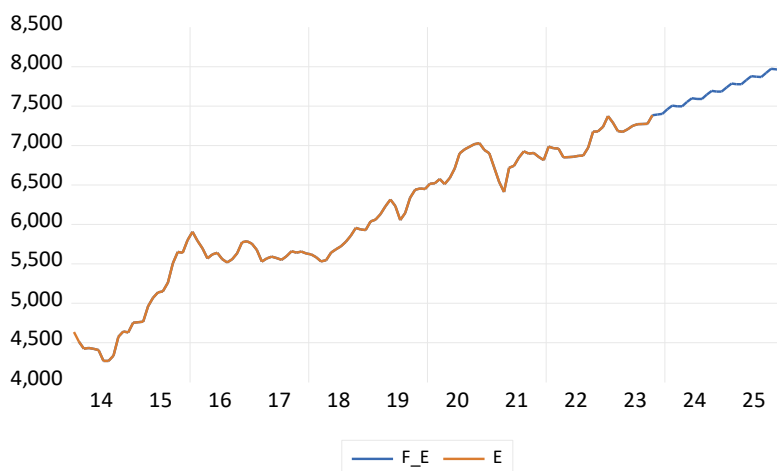
Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.



**Gráfico 8** Serie actual y pronosticada para las variables independientes.



**Gráfico 9** Serie actual y pronosticada para tasa de interés a la vista



Fuente: Elaboración propia en Eviews 12.