

Escuela de Economía y Finanzas

Documentos de trabajo

Economía y Finanzas

Centro de Investigación
Económicas y Financieras

No. 18-22
2018

**Demanda de dinero en América Latina, 1996-2016:
una aplicación de cointegración en datos de panel**

*Alfredo Villca, Alejandro Torres, Carlos Esteban Posada,
Hermilson Velásquez.*



Demanda de dinero en América Latina, 1996-2016: una aplicación de cointegración en datos de panel

Alfredo Villca* Alejandro Torres**
Carlos Esteban Posada*** Hermilson Velásquez****

Abril, 2018

Resumen

La literatura económica se ha preocupado de manera regular por comprender los determinantes de la demanda de dinero y estimar sus elasticidades asociadas. Sin embargo, en la mayoría de los casos dichas estimaciones se realizan a nivel de país, lo que no permite estudiar las posibles dinámicas comunes entre grupos de países. Este trabajo estima un modelo estructural para derivar la demanda de dinero como una función del nivel de transacciones y su costo de oportunidad para una muestra de 15 países de América Latina, usando el método de cointegración en panel y su estimación a partir de FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Square*). Los resultados sugieren la existencia de un equilibrio de largo plazo entre la demanda de dinero, el nivel de ingreso y los tipos de interés para todos los países de la muestra. Sin embargo, se observan a su vez diferencias significativas al analizar las elasticidades-ingreso y tasa de interés a nivel individual, lo que sugiere una importante heterogeneidad entre los distintos mercados monetarios de la región.

Clasificación JEL: E41, C23

Palabras Clave: Demanda de dinero, raíz unitaria y cointegración en panel

*Estudiante del programa de Doctorado en Economía: avillca@eafit.edu.co

**Profesor e Investigador del Departamento de Economía: atorres7@eafit.edu.co

***Profesor e Investigador del Departamento de Economía: cposad25@eafit.edu.co

****Profesor e Investigador del Departamento de Finanzas. evelas@eafit.edu.co

Los autores pertenecen a la Escuela de Economía y Finanzas de la Universidad EAFIT

Money Demand in Latin American Countries, 1996-2016: a Panel Data Cointegration Analysis

Abstract

In this paper we consider a structural model of general equilibrium that allows us to deduce the demand for money as a function of the level of transactions and the opportunity cost of maintaining it. Through the application of the panel cointegration method and the FMOLS, we estimate the income and interest rate elasticities derived from a long-term relationship for a sample of 15 Latin American countries. The findings suggest the existence of a long-term equilibrium of money demand. The estimates for this exercise for the whole panel are consistent with the predictions of the theoretical model, but the magnitude of the elasticities differs when examined for each country. This seems to indicate that the money markets are not homogeneous and may be associated with different experiences in terms of macroeconomic performance.

JEL Classification: E41, C23

Key Words: Demand for money, unit root and cointegration in panel

1. Introducción

El estudio de los mercados monetarios y sus determinantes es vital en el análisis macroeconómico, ya que permite comprender la forma en que se determinan variables clave como los tipos de interés, la demanda de saldos de dinero por parte de los agentes y los impactos esperados de la política monetaria. En este sentido, el mayor reto teórico y empírico ha sido comprender los determinantes de la demanda por dinero, pues la evolución de la oferta monetaria es más simple de establecer tomando en cuenta el papel de los Bancos Centrales como emisores.

Entre las principales teorías de la demanda por dinero se destacan la teoría cuantitativa, desarrollado por Fisher (1896) y Pigou (1917)¹, que afirma que la demanda de dinero está motivada por su rol como medio de intercambio (motivo transacción), de tal forma que esta es proporcional al ingreso. Keynes (1936) incorpora a esta teoría dos motivos adicionales: el motivo especulación y el motivo precaución², los cuales son sintetizados por Hicks (1937) en el modelo IS-LM, asumiendo que la demanda depende del ingreso y los tipos de interés.

Teorías más sofisticadas han pretendido explicar los determinantes de la demanda por dinero a partir de la incorporación del principio de racionalidad en los agentes económicos, encontrándose así desarrollos como el modelo de inventarios de Baumol (1952) y Tobin (1956), asignación de carteras de Tobin (1958), la teoría monetarista de Friedman (1956), el modelo el modelo *Money in the Utility* (MIU) de Sidrauski (1967) y el de *Cash in Advance* de Clower (1967). En estos casos, el número de transacciones, los costos de transacción, el ingreso y los tipos de interés son identificados como los principales determinantes de la demanda de efectivo.

Los resultados de estas teorías han sido usados para estimar empíricamente la demanda de dinero en diferentes países, usando técnicas de cointegración y estimación por mínimos cuadrados ordinarios, especialmente. Algunos ejemplo al respecto son los trabajos de Hayo (1999), que estima la demanda de dinero para la Unión Europea, Bahmani-Oskooee and Bohl (2000) que hace lo propio para el caso de Alemania y Dolado and Escrivá (1991) para España. En el caso de las economías emergentes son los de Martner and Titelman (1993) para Chile, Ortiz (1980) para México, Misas et al. (2015) y Gómez (1998) para Colombia.

En el segundo caso, se destacan los trabajos de Cavaliere et al. (2012) y Benati et al. (2016) que estiman vectores cointegrantes para un conjunto de países seleccionados.

Ahora bien, uno de los métodos que cada vez gana mayor popularidad en el análisis de series de tiempo es el de la cointegración en datos de panel, ya que permite aumentar la

¹Fisher examina desde una perspectiva macroeconómica, en cambio Pigou, de la escuela de Cambridge, examina desde una perspectiva microeconómica

²Motivo transacciones, motivo precaución y motivo especulación. Algebraicamente viene dado por $L^d = \lambda_1 Y - \lambda_2 i$, donde el término $\lambda_1 Y$ representa la demanda de dinero por motivos transacción y motivo precaución, en cambio, el término $\lambda_2 i$ representa la demanda por motivo especulación.

información disponible para las estimaciones, establecer la existencia de factores comunes de largo plazo entre grupos de países, y determinar las respectivas elasticidades ingreso y tasa de interés a nivel individual. Algunos trabajos de referencia en este sentido son los de [Mark and Sul \(2003\)](#), que aplica este instrumento para los países de la OCDE y [Morshed \(2010\)](#) que lo hace para la Zona Euro.

En línea con estos desarrollos, y tomando en cuenta que hasta el momento no existen estudios similares para América Latina, en este trabajo se utiliza el método de cointegración en panel desarrollado por [Kao \(1999\)](#) y [Pedroni \(1999\)](#) y el estimador *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) para estimar una función estructural de demanda por dinero para 15 países de la región, utilizando como referencia la teoría de demanda por dinero tipo MIU. Adicionalmente, se realizan estimaciones individuales para cada uno de los países incluidos en el panel, de tal manera que es posible comparar los resultados entre ellos y sus heterogeneidades. Esto se constituye en una ventaja importante respecto a la literatura existente, toda vez que no es sencillo obtener estudios individuales que utilicen los mismos períodos de tiempo y/o técnicas de estimación en sus análisis.

Los resultados obtenidos muestran la existencia de una relación de largo plazo entre la demanda por dinero, el producto y los tipos de interés para el grupo de países seleccionados. En este caso, la elasticidad de la demanda de dinero al ingreso se estimó en 1.73, mientras la elasticidad a la tasa de interés fue de -0.16. Estos resultados son consistentes con los signos esperados teóricamente, pero la elasticidad-ingreso, al ser superior a 1, sugiere la existencia de un efecto riqueza?.

Al revisar las estimaciones a nivel de países, se observa la existencia de una importante heterogeneidad entre ellos, lo cual es natural tomando en cuenta la existencia de diferentes niveles de desarrollo y profundización financiera, actitudes culturales respecto al dinero y distintas estructuras institucionales, entre otros elementos. La elasticidad media de la demanda estimadas varía desde un mínimo de 0.71 % (República Dominicana), hasta un máximo de 4 % (Argentina). En el caso de la tasa de interés, esta varía desde 0.002 (Argentina), hasta -0.62 % (Brasil). De manera interesante, en 8 de los 15 países esta elasticidad resultó no significativa.

El resto del documento está organizado como sigue: en la segunda sección se hace una revisión de la literatura sobre determinantes de la demanda de dinero en América Latina. La tercera sección desarrolla un modelo estructural para obtener los determinantes de la demanda de dinero. En la cuarta se presenta la metodología de estimación y los datos utilizados en este caso. La quinta sección discute los resultados obtenidos a nivel agregado e individual. Finalmente se presentan las conclusiones.

2. Determinantes de la demanda de dinero en América Latina

Aunque la dinámica de los mercados monetarios ha sido un elemento importante para explicar el comportamiento de las economías de América Latina, especialmente por los fenómenos inflacionarios de la década de 1980 y las posteriores políticas de estabilización implementadas, existen relativamente pocos estudios sobre los determinantes de la demanda por dinero y, desde nuestro conocimiento, ninguno que considere la posible existencia de factores comunes entre los diferentes países de la región, como sí ocurre para el caso de los países de la OCDE y la Unión Europea [Mark and Sul (2003) y Morshed (2010)].

En general, las estimaciones sobre demanda por dinero se han realizado a nivel de país y comparten en común las variables y métodos econométricos utilizados, aunque se diferencian, además de los países, por los períodos analizados. En el Cuadro 1 y el Anexo 1 resumen algunos estudios para una serie de países de la región (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Uruguay), donde se detalla el período, variables y métodos de estimación utilizados, así como las elasticidades ingreso y tasa de interés obtenidas.

Cuadro 1: Algunas estimaciones de demanda de dinero para países de América Latina

Autor	País estudiado	Elasticidad - Ingreso	Elasticidad - Interés
Guisarri (1987)	Argentina	0.61	-1.10
Humeres y Rojas (1986)	Bolivia	0.59	-0.05
Arce (2003)	Bolivia	2.64	-0.07
Cerezo y Ticona (2007)	Bolivia	1.15	-0.08
Issao (1994)	Brasil	0.41	-0.64
Guamao (2003)	Brasil	1.03	-0.25
Albuquerque y Gouvea (2001)	Brasil	0.52	-0.22
Adam (2002)	Chile	0.93	-0.22
Ferrada y Tagle (2014)	Chile	1.88	-0.15
Matte y Rojas (1987)	Chile	1.06	-0.14
Herrera y Vergara (1992)	Chile	1.44	-0.03
Gomez (1998)	Colombia	1.00	-0.90
Ordoñez et al (2018)	Colombia	2.56	-0.92
Hernandez y Posada (2006)	Colombia	1.10	-0.17
Noriega et al (2015)	México	1.51	-1.67
Esquivel-Razo (2003)	México	0.61	-0.01
Garces (2003)	México	0.66	-1.48
Alarcon y Llado (1999)	Perú	0.70	-0.10
Bucasos y Licandro (2003)	Uruguay	1.00	-0.50
Promedio		1.13	0.46
Desviación estandar		0.64	0.52
Desv. Est/promedio		0.57	1.13

Fuente: Elaboración de los autores

Un primer elemento a destacar es la homogeneidad en términos de las variables utilizadas para las estimaciones. Así, la demanda por dinero se aproxima utilizando medidas de agre-

gados monetarios, especialmente el M1 y el M2, aunque en algunos casos se usa la base monetaria [Guissarri (1986)] y agregados más amplios, como M3 y M4 [Garcés (2003)]

En cuanto a sus determinantes, estos se asocian a las teorías convencionales de la demanda por dinero, de tal manera que se incluye algún índice de actividad económica, que se utiliza como proxy del ingreso y el número de transacciones realizadas en la economía, así como el costo de oportunidad de la liquidez, aproximado a partir de diferentes medidas de tasa de interés. En el primer caso, el uso del PIB o algún índice específico de actividad económica son los de mayor uso, aunque igualmente se considera el consumo agregado o el de energía eléctrica [Hernández and Posada (2006), Albuquerque et al. (2001), Gusmão (2003)]

Mayor heterogeneidad se encuentra al momento de aproximar el costo de oportunidad de la demanda de dinero. Aunque la mayoría de trabajos utilizan las tasas de interés de los bonos de deuda pública a distintos niveles de maduración o las tasas de interés de los depósitos, en algunos casos, las tasas de interés domésticas son reemplazadas por tasas externas como la LIBOR a 90 días [Hernández and Posada (2006)], la tasa de interés de los Títulos del Tesoro de los Estados Unidos [Esquivel and Razo (2003)] o, de manera interesante, por la tasa de devaluación de la moneda doméstica respecto al dólar Americano [Guissarri (1986), Humérez and Rojas (1996), Issao (1994)].

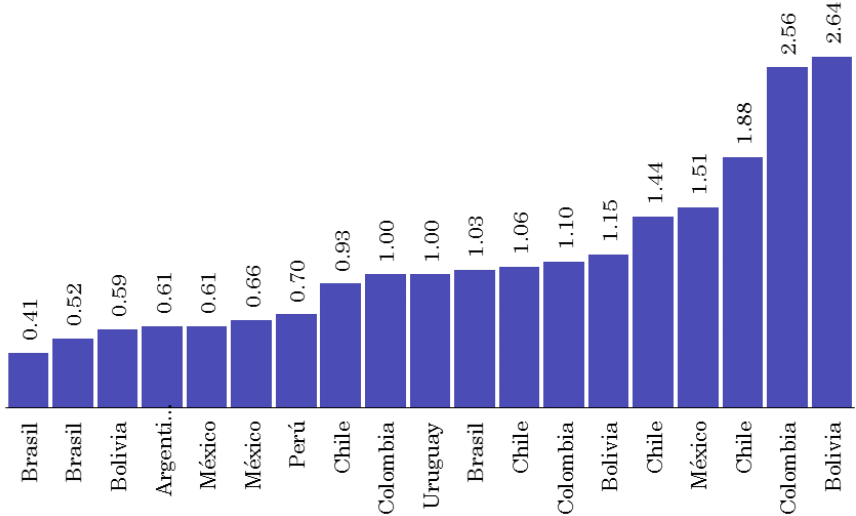
En cuanto al método de estimación, en casi todos los casos se hace uso de técnicas de cointegración *alá* Engle-Granger y/o Johansen, lo que indica la presunción (y confirmación) por parte de los autores de la existencia de una relación de largo plazo entre las variables utilizadas. Tres casos excepcionales en este sentido son los trabajos de Guissarri (1986) y Humérez and Rojas (1996), que usan Mínimos Cuadrados Ordinarios y Gusmão (2003) que utiliza Filtro de Kalman.

Las elasticidades-ingreso estimadas se reportan en la Figura 1. Aunque debe advertirse nuevamente que las estimaciones no necesariamente corresponden al mismo período o variables utilizadas, de tal manera que su comparación no es estricta, sí permiten revisar algunos elementos en cuanto a los signos encontrados y su magnitud. En primer lugar, se destaca que en todos los casos la elasticidad-ingreso de la demanda de dinero es positiva, lo que es coherente con lo esperado teóricamente, y su rango varía entre 0.41 para Brasil hasta 2.64 para Bolivia. Como se mostrará en la próxima sección, se espera además que esta elasticidad esté cerca a la unidad, lo que se cumple de manera aproximada en algunos estudios para para el caso de Chile, Colombia, Perú, Brasil y Bolivia.

En cuanto a la elasticidad de la tasa de interés, nuevamente se verifica el signo negativo esperado teóricamente. De manera interesante, las estimaciones para México son altamente variables, de tal forma que Esquivel and Razo (2003) encuentra la menor elasticidad de la muestra (-0.005), mientras Garcés (2003) y Noriega-Muro et al. (2015), obtienen valores de -1.47 y -1.67 para el mismo país. De hecho, el coeficiente de variación muestra que las estimaciones para esta elasticidad son mucho más variables que en el caso de la elasticidad-ingreso (Tabla 1). Sin embargo, es de destacar que en la mayoría de los casos esta elasticidad es relativamente baja, mostrando menor sensibilidad de los agentes al costo de oportunidad del dinero.

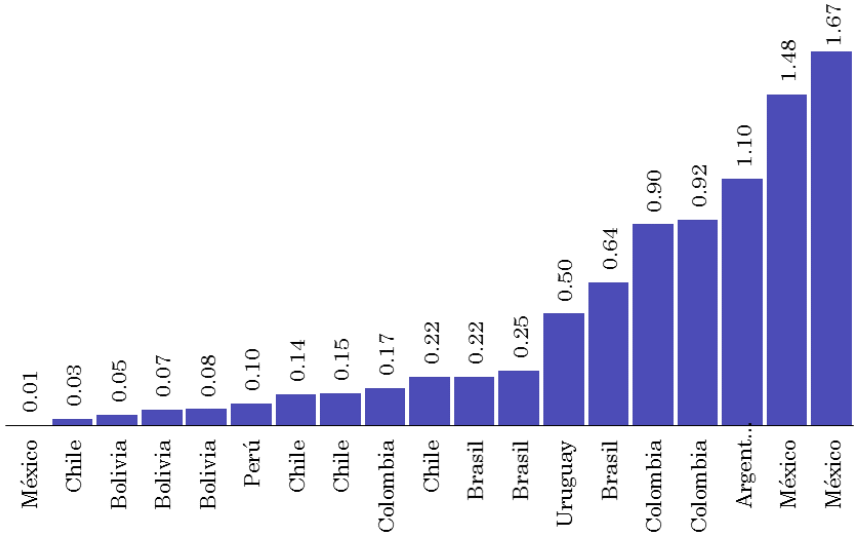
Esta misma variabilidad en las estimaciones de las elasticidades-ingreso se hace evidente entre los diferentes estudios de los mismos países, lo que sugiere que el período analizado y la metodología utilizada tienen una influencia importante en los resultados obtenidos.

Figura 1: Elasticidades-ingreso de la demanda por dinero para países seleccionados



Fuente: Construcción de los autores

Figura 2: Elasticidades-tasa de interés de la demanda de dinero para países seleccionados



Fuente: Construcción de los autores. Todas las elasticidades presentan signos negativos.

3. Demanda de dinero en un modelo de equilibrio general

Aunque existen diferentes teorías sobre los determinantes de la demanda por dinero [p.e. Fisher (1896), Pigou (1917), Keynes (1936)], el modelo de “Dinero en la Función de Utilidad” o MIU (*Money-in-Utility*), desarrollado por Sidrauski (1967), permite obtener una función estructural y microfundamentada para su análisis. Este modelo supone que el agente representativo maximiza el valor presente de la función de utilidad instantánea derivada del consumo de bienes (c_t) y la tenencia de saldos reales de dinero (m_t):

$$\max_{\{c_t, k_t, b_t, m_t\}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, m_t)$$

Sujeta a la siguiente restricción de recursos.

$$f\left(\frac{k_{t-1}}{1+n}\right) + \tau_t + \left(\frac{1-\delta}{1+n}\right)k_{t-1} + \frac{(1+i_{t-1})b_{t-1} + m_{t-1}}{(1+\pi_t)(1+n)} = c_t + k_t + b_t + m_t$$

Siendo k_t , b_t , i_t , π_t y τ_t el stock de capital, bonos, tasa de interés nominal, tasa de inflación y transferencias respectivamente.

Las condiciones de primer orden de la función de Lagrange, $\mathcal{L}(c_t, m_t, k_t, b_t, \lambda_t)$ considerando λ_t el multiplicador dinámico, vienen dados por;

$$u_c(c_t, m_t) = \lambda_t \quad (1)$$

$$u_m(c_t, m_t) = \lambda_t - \frac{\beta\lambda_{t+1}}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} \quad (2)$$

$$\beta\lambda_{t+1} [f_k(k_t) + 1 - \delta] = \lambda_t(1+n) \quad (3)$$

$$\frac{\beta\lambda_{t+1}(1+i_t)}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} = \lambda_t \quad (4)$$

Estas condiciones, más la condición de transversalidad $\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t x_t$, siendo $x_t = k_t, b_t, m_t$, aseguran la existencia de trayectorias óptimas para el conjunto de variables $\{c_t, m_t, k_t, b_t, \lambda_t\}$ y resuelven el problema del agente. La expresión $u_c(c_t, m_t) = \frac{\partial u(c_t, m_t)}{\partial c_t}$ representa la utilidad marginal del consumo mientras que $u_m(c_t, m_t) = \frac{\partial u(c_t, m_t)}{\partial m_t}$ es la utilidad marginal de la tenencia de saldos reales de dinero y $f_k(k_t)$ es la productividad marginal del capital.

Para derivar la función de demanda de dinero, primero sustituimos la ecuación (1) en (2) de donde se obtiene;

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = 1 - \frac{1}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} \frac{\beta u_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{u_c(c_t, m_t)} \quad (5)$$

La ecuación (5) muestra el *trade-off* intratemporal que enfrenta el consumidor en su elección entre demanda por bienes consumo y saldos reales. En el óptimo, la relación marginal de

sustitución entre ambos bienes, debe igualarse al costo de poseer dinero (la tasa de inflación), ajustado por los beneficios de poseerlo (posibilidad de realizar consumo presente y futuro).

Por otro lado, las ecuaciones (1) y (3) implican que

$$\beta u_c(c_{t+1}, m_{t+1}) [f_k(k_t) + 1 - \delta] = u_c(c_t, m_t)(1 + n)$$

Considerando que $f_k(k_t) - \delta = r_t$ es la tasa de interés real, podemos escribir:

$$\frac{\beta u_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{u_c(c_t, m_t)} = \frac{1 + n}{1 + r_t} \quad (6)$$

Esta es la ecuación intemporal del consumo (Ecuación de Euler), que muestra que en el óptimo la sustitución entre consumo presente y futuro debe igualarse a la tasa de interés real, compensando de esta manera el costo asociado a la disminución del consumo presente.

Finalmente sustituimos (6) en (5) y, teniendo en cuenta la ecuación de Fisher $(1 + \pi_{t+1})(1 + r_t) = 1 + i_t$, se obtiene la siguiente relación de utilidades marginales que permite determinar la demanda de dinero:

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = \frac{i_t}{1 + i_t} \quad (7)$$

Suponiendo una función de utilidad tipo *Constant Elasticity of Substitution* (CES) que viene dado por:

$$u(c_t, m_t) = [ac_t^{1-b} + (1 - a)m_t^{1-b}]^{1/(1-b)}$$

donde $0 < a < 1$ es la proporción del consumo en la utilidad y $b > 0$, ($b \neq 1$), es el coeficiente de elasticidad. Derivando respecto a c_t y m_t , y reemplazando en (7) se obtiene:

$$m_t = \left(\frac{1 - a}{a}\right)^{1/b} \left(\frac{i_t}{1 + i_t}\right)^{-1/b} c_t$$

. Aplicando logaritmo se obtiene la función de demanda de demanda de dinero;

$$\ln(m_t) = \frac{1}{b} \ln\left(\frac{1 - a}{a}\right) + \ln(c_t) - \frac{1}{b} \ln\left(\frac{i_t}{1 + i_t}\right) \quad (8)$$

Esta expresión establece que la demanda de dinero depende positivamente del consumo y negativamente de la tasa de interés nominal. Nótese que, teóricamente, se espera que un aumento en el consumo (o el ingreso) en una unidad, implique un aumento en la misma magnitud de la demanda de dinero. Por su parte, $1/b$ puede entenderse como la elasticidad de la demanda por dinero ante cambios en el costo de oportunidad del dinero, y se espera que presente un signo negativo.

4. Metodología y datos

4.1. Formulación del modelo y metodología econométrica

La ecuación (8) permite estimar la demanda por dinero según sus determinantes. Tomando en cuenta que en los estudios empíricos es más común usar el ingreso como variable regresora

que el consumo [véase sección 2 y (Walsh, 2010)], y considerando su estimación por medio de la metodología de datos de panel, donde el subíndice j representa cada uno de los países de la muestra y t el período de tiempo, la ecuación a estimar puede escribirse como:

$$\ln(m_{jt}) = \alpha_j + \beta \ln(y_{jt}) + \phi \ln\left(\frac{i_{jt}}{1 + i_{jt}}\right) + \varepsilon_{jt} \quad (9)$$

Donde m_{jt} es la variable endógena que representa la demanda de dinero expresado en términos reales para el país j ($j = 1, 2, 3, \dots, N$) en el periodo t ($t = 1, 2, 3, \dots, T$), y_{jt} es el ingreso real e $i_{jt}/(1 + i_{jt})$ es el costo de oportunidad de tener dinero, cuya variable *proxy* es la tasa de interés i_{jt} . Finalmente, α_j es una variable latente no observable β es la elasticidad ingreso, ϕ es la elasticidad tasa de interés y ε_{jt} es un ruido blanco.

Para probar la existencia de cointegración es importante examinar previamente las propiedades de raíces unitarias en datos de panel. Existen dos enfoques al respecto. El primero, conformado por las pruebas de Levin et al. (2002), (LLC), y Breitung (2001) suponen que el coeficiente autorregresivo en el proceso que genera las series de tiempo son comunes para todas las secciones transversales, mientras el segundo supone que el coeficiente autorregresivo varía entre las unidades de corte transversal, encontrándose en este grupo las pruebas de Maddala and Wu (1999), basado en Dikey-Fuller Ampliado, Choi (2001), basado en Phillips-Perron-Fisher e Im et al. (2003), (IPS). Ambos enfoques consideran como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria, es decir las series son no estacionarias en panel.

Levin et al. (2002), considera que un proceso estocástico $\{y_{it}\}$, $i = 1, \dots, N$ y $t = 1, \dots, T$, se genera por el siguientes modelo³

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{it} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Siendo d_{mt} un vector de variables determinísticas y α_{mi} sus coeficientes asociados, con $m = 1, 2, 3$. La hipótesis nula es $H_0 : \delta = 0$, lo que significa que las series tienen raíces unitarias, para probar se usa el estadístico (t^*) ajustado del coeficiente δ :

$$t_\delta^* = \frac{t_\delta - NT \widehat{S}_N \widehat{\sigma}_\varepsilon^{-2} STD(\widehat{\delta}) \mu_{m\bar{T}}^*}{\sigma_{m\bar{T}}^*}$$

Donde $t_\delta = \frac{\widehat{\delta}}{STD(\widehat{\delta})}$ es el estadístico t estándar que se obtiene de $\tilde{e}_{it} = \delta \tilde{v}_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$

con $\tilde{\varepsilon}_{it}$ el estimador del término ε_{it} en el modelo de LLC, $\widehat{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2}$

³No obstante LL proponen tres modelos simples; primero, $\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$ cuya hipótesis nula es $H_0 : \delta = 0$ versus la alterna $H_1 : \delta < 0$; segundo, incorpora una constante $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$, donde la hipótesis que se prueba es la hipótesis nula $H_0 : \delta = 0$ y $\alpha_{0i} = 0$, para todo i , versus la alternativa $H_1 : \delta < 0$ y $\alpha_{0i} \in \mathbb{R}$; tercero, incorpora una constante y una tendencia, $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$, y la hipótesis que se evalúa es $H_0 : \delta = 0$ y $\alpha_{1i} = 0$, para todo i , versus la alternativa $H_1 : \delta < 0$ y $\alpha_{1i} \in \mathbb{R}$.

y el error estándar STD viene dado por; $STD(\hat{\delta}) = \hat{\sigma}_\varepsilon \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2 \right]^{1/2}$, además $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{N\bar{T}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\tilde{e}_{it} - \hat{\delta}\tilde{v}_{it-1})^2$. Los otros elementos del estadístico t ajustado, $N\bar{T} = N(T - p_i - 1)$ es el total de observaciones, $\hat{N}_S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\sigma}_{y_i}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}}$ es el promedio del ratio de desviación estándar, $\mu_{m\bar{T}}^*$ y $\sigma_{m\bar{T}}^*$ son factores de ajuste de la media y desviación estándar respectivamente.

En el caso del segundo enfoque, [Im et al. \(2003\)](#) supone el siguiente proceso:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \rho_i \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

Con $i = 1, 2, 3, \dots, N$ y $t = 1, 2, 3, \dots, T$. La hipótesis nula que se dese probar la presencia de raíz unitaria, $H_0 : \beta_i = 0$ para todo i frente a la hipótesis alterna $H_1 : \beta_i < 0$, $i = 1, \dots, N_1$; $\beta_i = 0$, $i = 1, \dots, N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$. Para testear H_0 se usa el estadístico t-barra, \bar{t} , definido por:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}(P_i, \rho_i)$$

Este estadístico se estandariza e IPS muestra que cuando N y $T \rightarrow \infty$ entonces \bar{t} converge a la distribución normal estándar. El estadístico \bar{t} estandarizada alternativa propuesta es;

$$W_{\bar{t}(P,\rho)} = \frac{\sqrt{N}[\bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbb{E}(t_{iT}(P_i, 0) \mid \beta_i = 0)]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N \text{Var}(t_{iT}(P_i, 0) \mid \beta_i = 0)}}$$

Donde $\mathbb{E}(t_{iT}(P_i, 0) \mid \beta_i = 0)$ y $\text{Var}(t_{iT}(P_i, 0) \mid \beta_i = 0)$ son proporcionados por IPS para varios valores de T y P .

Después de estudiar las propiedades de raíces unitarias, el paso siguiente consiste en examinar la existencia de una relación de cointegración entre las series. Para lograr esto se aplica el test de [Kao \(1999\)](#) y [Pedroni \(1999\)](#), los que siguen esencialmente la misma estrategia propuesta por Engle-Granger. La hipótesis nula en ambos casos plantea que las variables no están cointegradas versus la alternativa de cointegración.

El test de Kao parte del siguiente modelo y supone que la pendiente (β) es única en todo el panel (es decir supone homogeneidad entre las unidades sociales).

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it}$$

Cuando y_{it} y x_{it} están integradas de orden 1, $y_{it} = y_{it-1} + \mu_{it}$ y $x_{it} = x_{it-1} + u_{it}$ siguen un paseo aleatorio sin deriva y, bajo la hipótesis nula de no cointegración, el panel de residuos debe ser no estacionario.

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it}$$

Donde $\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2}$. La hipótesis nula es, entonces, $H_0 : \rho = 1$.

En el caso del test de Pedroni, se relaja el supuesto de homogeneidad y considera el siguiente modelo:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mit} + e_{it}$$

Con $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$ y $m = 1, \dots, M$, donde M representa el número de regresores y β_i los parámetros. Al igual que el test de Kao, Pedroni supone que los residuos vienen dados por $\widehat{e}_{it} = \rho_i \widehat{e}_{it-1} + v_{it}$, con la diferencia de que el coeficiente autorregresivo difieren para cada i .

La hipótesis nula corresponde a no cointegración $H_0 : \rho_i = 1$ versus la alternativa de cointegración para todos los i . Para corregir el problema de autocorrelación en esta prueba, se suele utilizar tres contrastes no paramétricos: estadístico razón de varianzas no paramétrico, contraste estadístico *rho* de Phillips-Perron y un contraste estadístico *t* de Phillips-Perron.

Ahora bien, para estimar el modelo (9) de largo plazo y determinar las elasticidades β y ϕ se aplica el método de Mínimos Cuadros Ordinarios Completamente Modificados (FMOLS, por sus siglas en inglés). Esta técnica considera vectores cointegrantes heterogéneos. Los detalles del procedimiento se discuten ampliamente en [Kao and Chiang \(2001\)](#) y [Pedroni \(2001\)](#). Específicamente, se asume la existencia de un único vector de cointegración. Tomando en cuenta los vectores (y_t, X_t') de series de tiempo $n + 1$ dimensionales, con ecuación de cointegración:

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t}$$

Se obtiene el siguiente estimador FMOLS:

$$\begin{bmatrix} \widehat{\beta} \\ \widehat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=2}^T Z_t Z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=2}^T Z_t y_t^+ - T \begin{bmatrix} \widehat{\lambda}_{12}^{+'} \\ 0 \end{bmatrix} \right)$$

Siendo $Z_t = (X_t', D_t')$ y $\widehat{\lambda}_{12}^{+'} = \widehat{\lambda}_{12} - \widehat{\omega}_{12} \widehat{\Omega}_{22}^{-1} \widehat{\Lambda}_{22}$ un término de corrección de sesgo estimado, por lo tanto los datos modificados vienen dados por $y_t^+ = y_t - \widehat{\omega}_{12} \widehat{\Omega}_{22}^{-1} \widehat{u}_2$. La clave para la estimación FMOLS es la construcción de la matriz de covarianzas de largo plazo $\widehat{\Omega}$ y $\widehat{\Lambda}$. Los programas estadísticos tienen incorporados el método de Kernel para su construcción.

4.2. Datos

Retomando nuestro problema de estimación, la variable dinero se aproximó a partir del agregado monetario M1 de cada país, y se obtuvo de las cifras del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), expresado en millones de moneda local y a precios constantes. Por su parte, el ingreso se aproximó por el Producto Interno Bruto (PIB) real y se obtuvo del Banco Mundial (BM), también expresado en millones de moneda local y a precios constantes. Finalmente, para capturar el costo de oportunidad del dinero se usó la tasa de interés nominal de cada país, específicamente, la tasa de interés de depósitos⁴ y se obtuvo del

⁴Cabe mencionar que no hay un consenso sobre la medida más apropiada a utilizar como proxy del costo de oportunidad. Algunos usan la tasa libre de riesgo, en cambio otros el diferencial de tasas de corto y largo plazo.

Fondo Monetario Internacional (FMI).

Tomando en cuenta la disponibilidad de datos, se construyó un panel para el período 1996-2016 en frecuencia anual, de modo que $t = 1996, 1997, \dots, 2016$ con $T = 20$. Los países considerados son 15 en total: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay. Por lo tanto, se tiene $N * T = 300$ observaciones.

La consideración de la muestra seleccionada y el uso de técnicas de datos de panel para la estimación de la demanda por dinero se justifica (además de la disponibilidad estadística), por la relativa estabilidad y similitud en cuanto condiciones macroeconómicas e institucionales de las economías seleccionadas. Adicionalmente, debe destacarse que actualmente la posibilidad de comparar las elasticidades ingreso y tasa de interés entre diferentes países es limitada, toda vez que los estudios existentes se concentran en casos individuales, y consideran períodos de análisis heterogéneos (véase sección 2 y tabla 1 del Anexo), de tal manera que se realizarán estimaciones a nivel individual adicionalmente.

5. Resultados

Las Figuras 1.A, 2.A y 3.A del Anexo, muestran el comportamiento de M1, PIB real y las tasas de interés por países, y sugieren la existencia de raíces unitarias en su comportamiento dinámico. Esta hipótesis se contrasta de manera formal, y en la Tabla 2 se reportan las pruebas de raíces unitarias tanto para las variables en niveles (expresadas en logaritmos) como en primeras diferencias.

Para las variables en niveles, todos los *tests* sugieren no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, excepto el de LLC para la tasa de interés que sugiere rechazar al 5%. Por el contrario, cuando estos se aplican sobre las variables en primeras diferencias, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% de significancia, en todos los casos. Esto permite concluir que las variables son Integradas de orden 1 (I(1)).

A partir de estos resultados, efectuamos a continuación el test de cointegración en panel para las series seleccionadas. En la Tabla 3 se observan los resultados de las pruebas de Kao y Pedroni, donde se concluye en ambos casos la existencia de una relación de largo plazo entre las series con un nivel de significancia del 5%. Luego de determinar la existencia de cointegración, podemos estimar el modelo especificado en la ecuación (9). Para ello hacemos uso del método FMOLS, que permite obtener estimadores consistentes y eficientes.

La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación del modelo de largo plazo. En primer lugar, considerando la estimación para panel conjunto (última fila), se encuentra que la elasticidad-ingreso de la demanda de dinero es $\beta = 1,7358$, mientras la elasticidad para la tasa de interés es de $\phi = -0,1618$, presentando los signos esperados y siendo estadísticamente significativos al 1%. Estos estimadores permiten obtener los valores de los parámetros a y b implícitos en la función de utilidad. En el primer caso, $a = 0,9389$, que se interpreta como

Cuadro 2: Test de raíz unitaria en datos de panel

Método	$\ln(m_{jt})$	$\ln(y_{jt})$	$\ln\left(\frac{i_{jt}}{1+i_{jt}}\right)$	$\Delta \ln(m_{jt})$	$\Delta \ln(y_{jt})$	$\Delta \ln\left(\frac{i_{jt}}{1+i_{jt}}\right)$
Levin, Lin and Chu	0.4141 (0.661)	1.7228 (0.958)	-2.9772 (0.018)	-4.8790 (0.000)	-6.4683 (0.000)	-9.0997 (0.000)
Im, Pesaran and Shin	4.4021 (1.000)	6.3439 (1.000)	0.2621 (0.603)	-6.1074 (0.000)	-5.1567 (0.000)	-8.4505 (0.000)
ADF - Fisher Chi-square	8.9064 (1.000)	3.0105 (1.000)	26.8626 (0.631)	97.9038 (0.000)	81.8537 (0.000)	126.0300 (0.000)
PP - Fisher Chi-square	33.0091 (0.322)	4.9745 (1.000)	26.3249 (0.659)	198.6280 (0.000)	108.7290 (0.000)	159.4000 (0.000)

Fuente: Elaboración con datos del BID, BM y FMI. Se reportan los valores de los estadísticos en cada caso. Los p-valores aparecen reportados entre paréntesis.

Cuadro 3: Resultados del test de cointegración de Kao y Pedroni

Kao	t-Statistic		Prob.		
		-1.7549		0,0396**	
Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)					
Pedroni		Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
	Panel v-Statistic	0.9173	0.1795	1.0142	0.1552
	Panel rho-Statistic	-0.6014	0.2738	-1.6482	0.0487**
	Panel PP-Statistic	-2.0098	0.0222**	-3.6381	0.0001***
	Panel ADF-Statistic	-1.6289	0.0498**	-2.7426	0.0030***
Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)					
	Statistic		Prob.		
Group rho-Statistic	0.2105		0.5834		
Group PP-Statistic	-3.1280		0.0009***		
Group ADF-Statistic	-2.4734		0.0067***		

Fuente: Elaboración con datos del BID, BM y FMI. Los asteriscos representan los niveles de significancia de los coeficientes: *** significativo al 1% y ** significativo al 5%.

la participación del consumo en la utilidad individual, mientras su complemento (0.061) corresponde a la participación de los saldos reales. El parámetro $b = 37,3$, representa la elasticidad de sustitución entre consumo y saldos reales y es significativamente alta. Sin embargo, al excluir el caso de Argentina, que posee una elasticidad bastante atípica y no significativa, el parámetro obtenido es 10.42 que, aunque sigue siendo alto, está más acorde a lo esperado.

Cuadro 4: Resultados del modelo por países y panel conjunto

Descripción	α	β	$p - valor^{1/}$	ϕ	$p - valor^{2/}$	$a^{3/}$	$b^{4/}$
Argentina	-42.52	4.0363	0.0000	-0.0024	0.9889	1.00	415.11
Bolivia	-12.95	2.0023	0.0015	-0.4551	0.0089	1.00	2.20
Brasil	-0.22	0.7252	0.0395	-0.6246	0.0023	0.59	1.60
Chile	-28.90	2.4135	0.0000	-0.0391	0.3031	1.00	25.56
Colombia	-10.64	1.3627	0.0000	-0.2433	0.0000	1.00	4.11
Costa Rica	-2.88	0.9383	0.0000	-0.0784	0.1744	1.00	12.76
Guatemala	-4.54	1.1671	0.0000	-0.1134	0.2466	1.00	8.82
Honduras	-1.17	0.8811	0.0000	-0.0627	0.6534	1.00	15.95
México	-28.08	2.5351	0.0000	-0.0915	0.0227	1.00	10.92
Nicaragua	-10.63	1.5858	0.0017	-0.0949	0.3754	1.00	10.54
Panamá	-7.98	1.5703	0.0000	-0.0427	0.7734	1.00	23.44
Paraguay	-16.74	1.8525	0.0000	-0.2297	0.0000	1.00	4.35
Perú	-24.28	2.6798	0.0000	-0.0785	0.1579	1.00	12.73
República dominicana	0.00	0.7111	0.0001	-0.2107	0.0514	0.49	4.75
Uruguay	-11.20	1.5763	0.0000	-0.1504	0.0005	1.00	6.65
Panel conjunto	-13.51	1.7358	0.0000	-0.1678	0.0000	0.9389	37.2995

Fuente: Elaboración con datos del BID, BM y FMI.

^{1/} El parámetro β para todos los países son significativos al 1 %, excepto Brasil que es significativo al 5 %.

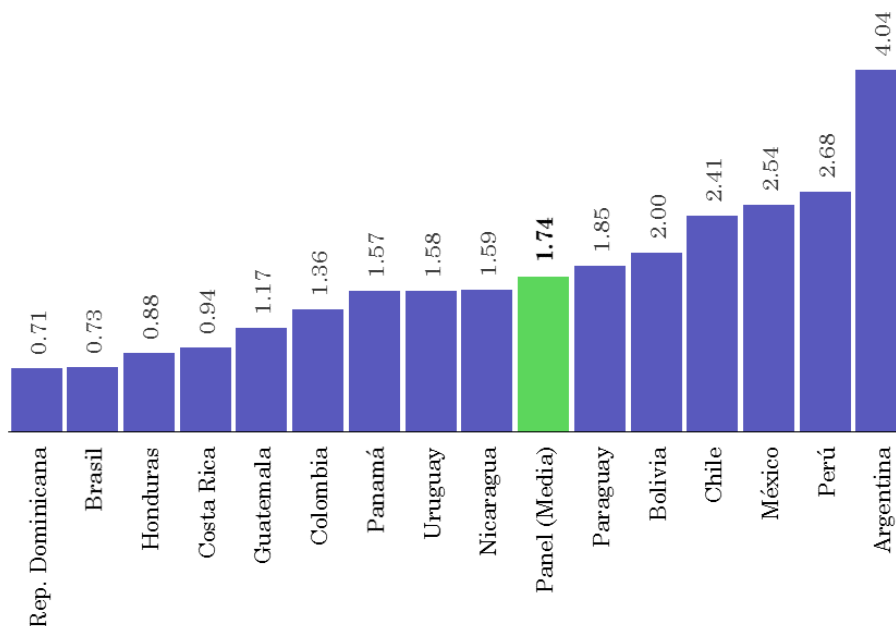
^{2/} El parámetro ϕ tiene significancia heterogénea. Significativos; *** al 1%; ** al 5% y * al 10%.

^{3/} y ^{4/} son los parámetros de la función de utilidad $u(c_t, m_t) = [ac_t(1 - b) + (1 - a)m_t(1 - b)]^{1/(1-b)}$ que se obtiene considerando la ecuación (8), que es equivalente a (9).

Ahora bien, una de las ventajas de este estudio es que permite estimar la demanda de dinero para cada país, garantizando la consistencia en términos del período y método de estimación utilizados. Las elasticidades ingreso de la demanda de dinero resultan significativas para todos los países y con el signo esperado. Los valores estimados oscilan en el intervalo entre 0,711 para República Dominicana, y 4,036 para Argentina (véase Gráfico 3). Este resultado sugiere que la reacción de la tenencia de dinero frente a aumentos del ingreso es heterogénea entre países, lo que puede explicarse por la existencia de factores idiosincráticos como el nivel de desarrollo y sofisticación de los mercados financieros.

En cuanto al parámetro ϕ , aunque resulta negativo en toda la muestra, puede observarse que en la mitad de los casos resulta no significativo (Argentina, Chile, Costa Rica, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Panamá, Perú) y sus valores oscilan entre -0.624 (Brasil) y -0.002 (Argentina) (véase Gráfico 4). La poca significancia de este parámetro puede asociarse, por

Figura 3: Valores estimados para la elasticidad-ingreso de la demanda de dinero.



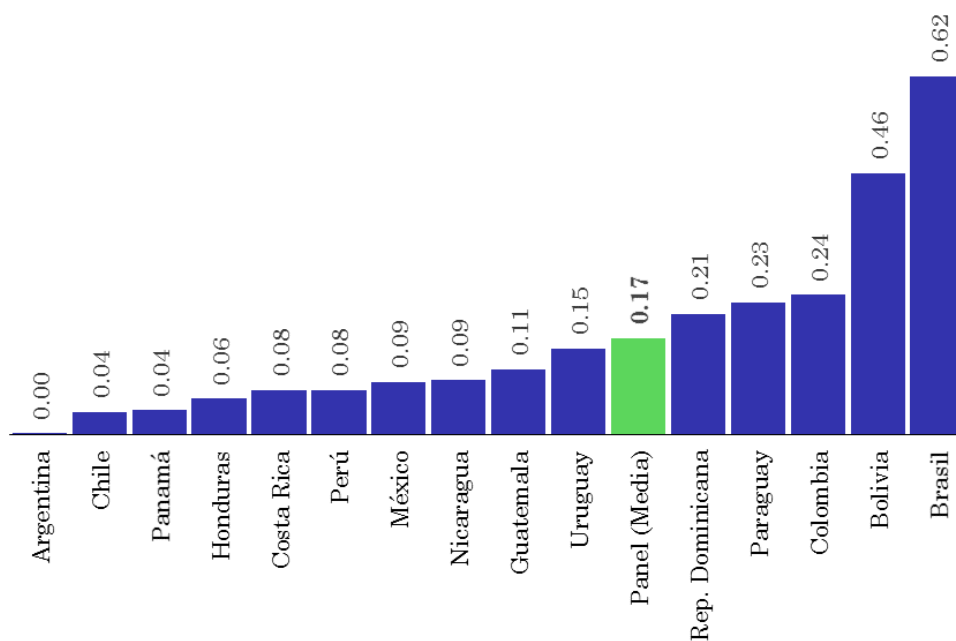
Fuente: Elaboración con datos del BID, BM y FM

un lado, a una baja sensibilidad en estos países a los cambios de los tipos de interés, sin embargo, debe reconocerse además lo complejo que resulta obtener una medida de costo de oportunidad de la liquidez única y consistente para todos los países, lo que justificaría el uso de otras medidas alternativas como las propuestas en los estudios revisados en la sección 2.

Respecto a los valores de los parámetros a y b asociados a la función de utilidad MIU, los resultados muestran un valor de a muy cercano a 1, lo que implica que los agentes otorgan una mayor ponderación al consumo en su cesta, otorgando una importancia pequeña a la demanda de saldos reales. Esto es consistente con las críticas a este tipo de modelos, donde se afirma que los saldos de dinero deberían ser incluidos como una restricción tipo *Cash-in-Advance* (CIA) en lugar de incorporarlos directamente en la función de utilidad. Respecto a la elasticidad de sustitución (b), esta varía entre 1,6 (Brasil), hasta 10,9 (México), considerando sólo los países donde ϕ resulta significativo.

Ahora bien, a diferencia de lo que sugiere el modelo teórico y algunos trabajos empíricos para economías desarrolladas (véase por ejemplo, [Walsh \(2010\)](#) y [Benati et al. \(2016\)](#), donde $\beta \approx 1$, en nuestro caso la elasticidad es generalmente mayor a uno, tanto en la estimación en panel como a nivel individual, (exceptuando el caso de Brasil y República Dominicana). Este resultado sugiere la existencia de un efecto “riqueza” en la demanda por dinero, que se ha encontrado igualmente en otros estudios para economías de la región (véase Tabla 1), así como para Francia, Holanda, España y Reino Unido (([Hamori and Hamori, 2008](#)), ([Drake and Chrystal, 1994](#))). Incluso, [Rao and Kumar \(2009\)](#) encuentra que la elasticidad ingreso de la demanda de dinero es menor a uno en los casos de Filipinas (0,65), Singapur (0,74), Tailandia (0,29), Corea del Sur (0,38) y Nepal (0,12).

Figura 4: Valores estimados para la elasticidad de la demanda de dinero a la tasa de interés



Fuente: Elaboración con datos del BID, BM y FM. Todos los valores reportados son negativos

En conclusión, los resultados muestran la existencia de factores comunes en los determinantes y dinámicas de la demanda de dinero para los países de América Latina, lo que se evidencia a partir de los resultados del ejercicio de cointegración. Sin embargo, las estimaciones individuales sugieren heterogeneidad en términos de las magnitudes de las elasticidades, siendo especialmente interesante la poca sensibilidad de la demanda de dinero a la tasa de interés. Finalmente, las estimaciones para la elasticidad ingreso de la demanda de dinero sugieren la existencia de un efecto “riqueza”, consistente con los resultados de otros trabajos empíricos en la misma área.

6. Conclusión

Analizar el comportamiento y determinantes de la demanda de dinero a nivel macroeconómico resulta de gran interés para investigadores y hacedores de política, en la medida que permite comprender la dinámica de los mercados monetarios y los posibles efectos de la política monetaria.

En este artículo, se estiman las elasticidades de la demanda de dinero al ingreso y la tasa de interés a partir de un modelo estructural, usando la metodología de cointegración en datos de panel propuesta por [Kao \(1999\)](#) y [Pedroni \(1999\)](#), que permite establecer la existencia de factores comunes en la dinámica de las variables utilizadas en el tiempo y entre países. Adicionalmente, se realizan estimaciones individuales para una muestra de 15 países de

América Latina, con la ventaja de contar con un período de tiempo y técnica de análisis equivalentes, haciéndolas de esta manera comparables entre ellas.

El estudio muestra la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la demanda de dinero, el producto y las tasas de interés. 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.

Los análisis a nivel de países muestran que las magnitudes de las elasticidades difieren entre ellos, destacándose en este caso la existencia de un efecto “ riqueza ” en la demanda de dinero frente al ingreso. Por otro lado, la tasa de interés en la demanda de dinero es no significativa en 8 de los 15 países de la muestra, lo que puede explicarse por la complejidad de obtener medidas homogéneas del costo de oportunidad del dinero.

Este trabajo igualmente pretende mostrar la capacidad y potencial de los métodos de cointegración en panel como una técnica alternativa para estudiar diversas cuestiones de interés macroeconómico donde se busque probar la existencia de factores comunes en la dinámica de las series y países analizados.

Referencias

- Albuquerque, P., Gouvêa, S., et al. (2001). Using a money demand model to evaluate monetary policies in brazil. *Brazil Central Bank*.
- Bahmani-Oskooee, M. and Bohl, M. T. (2000). German monetary unification and the stability of the german m3 money demand function. *Economics Letters*, 66(2):203–208.
- Baumol, W. J. (1952). The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach. *The Quarterly Journal of Economics*, pages 545–556.
- Benati, L., Lucas Jr, R. E., Nicolini, J. P., and Weber, W. (2016). International evidence on long run money demand. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. In *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, pages 161–177. Emerald Group Publishing Limited.
- Cavaliere, G., Rahbek, A., and Taylor, A. (2012). Bootstrap determination of the cointegration rank in vector autoregressive models. *Econometrica*, 80(4):1721–1740.
- Cerezo, S. M. and Ticona, U. A. (2017). Bolivianización, demanda de dinero y señoreaje en bolivia: evidencia empírica y una propuesta teórica. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, (27):7–37.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2):249–272.
- Clower, R. (1967). A reconsideration of the microfoundations of monetary theory. *Western Economics Journal*, 6(1):1–9.
- Dolado, J. J. and Escrivá, J. L. (1991). *La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez*. Banco de España.
- Drake, L. and Chrystal, K. A. (1994). Company-sector money demand: new evidence on the existence of a stable long-run relationship for the united kingdom. *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(3):479–494.
- Esquivel, G. and Razo, R. (2003). Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: Un análisis multicausal de corrección de errores. *Estudios Económicos*, pages 181–226.
- Fisher, I. (1896). Appreciation and interest. *American Economic Association*, 11(4):1–98.
- Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: a re-statement. *En Studies in the Quantity Theory of Money*. editado por M. Friedman. Chicago: Chicago University Press.
- Garcés, D. D. (2003). Agregados monetarios, inflación y actividad económica en México. *Estudios Económicos*, pages 37–78.

- Gómez, J. (1998). La demanda por dinero en colombia. *Borradores de Economía - Banco de la República de Colombia*, (101).
- Guissarri, A. (1986). La demanda de circulante y la informalidad en la argentina, 1930-1983. 15.
- Gusmão, M. A. (2003). Demanda de moeda no brasil: Uma análise por meio do filtro de kalman. *Tesis de Maestría en Economía.*, page Departamento de Economía. Universidad Federal de Rio Grande Do Sul.
- Hamori, S. and Hamori, N. (2008). Demand for money in the euro area. *Economic Systems*, 32(3):274–284.
- Hayo, B. (1999). Estimating a european demand for money. *Scottish Journal of Political Economy*, 46(3):221–244.
- Hernández, M. M. and Posada, C. E. (2006). La demanda por dinero en colombia: un poco más de evidencia en el período reciente.
- Hicks, J. R. (1937). Mr. keynes and the classics”; a suggested interpretation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 147–159.
- Humérez, J. Q. and Rojas, F. F. (1996). Estimación de la función de demanda por dinero en el periodo de la post-estabilización en bolivia.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., and Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1):53–74.
- Issao, M. N. (1994). Testes de exogeneidade fraca e superexogeneidade para a demanda por moeda no brasil. *Tesis de Maestría en Economía.*, page Departamento de Economía. Universidad Federal de Rio Grande Do Sul.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1):1–44.
- Kao, C. and Chiang, M.-H. (2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, pages 179–222. Emerald Group Publishing Limited.
- Keynes, J. M. (1936). *Teoría general del empleo, el interés y el dinero*. Palgrave Macmillan, United Kingdom, ed. 2007.
- Levin, A., Lin, C.-F., and Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1):1–24.
- Maddala, G. S. and Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1):631–652.
- Mark, N. C. and Sul, D. (2003). Cointegration vector estimation by panel dols and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 65(5):655–680.

- Martner, R. and Titelman, D. (1993). Un análisis de cointegración de las funciones de demanda de dinero: el caso de Chile. *El Trimestre Económico*, pages 413–446.
- Misas, A., Oliveros, H., Uribe, J. D., et al. (2015). Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica (ESPE)- Banco de la República de Colombia*, (25):97–120.
- Morshed, H. A. S. (2010). A panel cointegration analysis of the euro area money demand. *Master Thesis, Department of Statistics, Lund University*.
- Noriega-Muro, A. E., Ramos-Francia, M., and Rodríguez-Pérez, C. A. (2015). Estimaciones de la demanda de dinero en México y de su estabilidad 1986-2010, así como algunos ejemplos de sus usos. Technical report, Working Papers, Banco de México.
- Ortiz, G. (1980). La demanda de dinero en México: primeras estimaciones. *Documentos de Trabajo - Banco de México*, (28).
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1):653–670.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, pages 93–130. Emerald Group Publishing Limited.
- Pigou, A. C. (1917). The value of money. *The Quarterly Journal of Economics*, 32(1):38–65.
- Rao, B. B. and Kumar, S. (2009). A panel data approach to the demand for money and the effects of financial reforms in the Asian countries. *Economic Modelling*, 26(5):1012–1017.
- Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *The American Economic Review*, pages 534–544.
- Tobin, J. (1956). The interest-elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, pages 241–247.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2):65–86.
- Walsh, C. E. (2010). *Monetary Theory and Policy*. MIT press, 3rd ed. 2010.

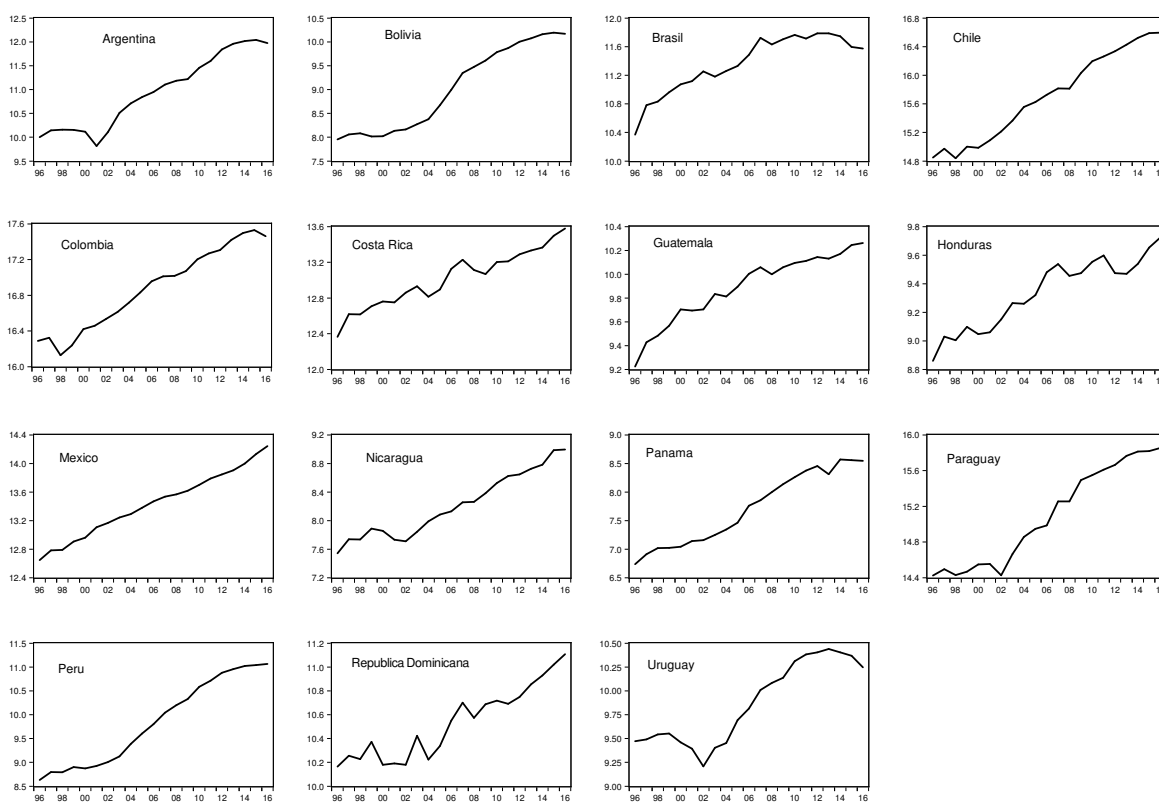
ANEXOS

Cuadro 1A. Literatura relacionada con la estimación de la demanda de dinero para algunos países de América Latina

Autores	Título	Período	Variables	Métodos	Elasticidad ingreso	Elasticidad tasa de interés
Guissani (1987)	La demanda de circulante y la informalidad en la Argentina	1930 -1983	Base Monetaria, PIB real, erogaciones totales del esquema de ahorro e inversión del sistema público consolidado respecto al PIB	Mínimos Cuadrados Ordinario (MCO)	0.611	1.1
Humerez y Rojas (1996)	Estimación de la función de demanda por dinero en el periodo de la post-estabilización en Bolivia	1986 q1 - 1994q1	M1, PIB y tasa de devaluación del peso boliviano respecto al dólar EE UU	Estimación Mínimos Cuadrados Ordinario (MCO) y ajuste parcial	0.59	-0.05
Arce (2003)	La demanda por dinero en Bolivia	1990q1 - 2002q4	M1, M'1, M2, M'2 y M3, PIB y tasa de interés	Cointegración de Johansen	2.6429	-0.0743
Cereza y Ticona (2007)	Bolivianización, demanda de dinero y señoreaje en Bolivia: evidencia empírica y una propuesta teórica	2001m1 - 2015m12	Emisión monetaria, Índice Global de Actividad Económica (IGAE), tasa de interés efectiva pasiva	-	1.1532	-0.0758
Issao (1994)	Testes de exogeneidad fraca e de superexogeneidad para a demanda por moeda no Brasil	1974q1 - 1983q3	M1, PIB, Tasa de inflación y tasa de cambio del mercado paralelo	Cointegración de Johansen y Vector de Corrección de Error	0.41	-0.64
Gusmao (2003)	Demanda de moeda no Brasil: Uma análise por meio do filtro de Kalman	1980q1 - 2001q1	M1, Consumo de energía eléctrica y tasa de rendimiento nominal de los títulos públicos	Filtro de Kalman	1.033	-0.246
Albuquerque y Gouvea (2001)	Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil	1980m1 - 1999m12	M1, Consumo de energía eléctrica y tasa de interés nominal	Cointegración de Johansen	0.52	-0.22
Adlan (2002)	La demanda de dinero por motivo transacción en Chile	1986m1 - 1998m4	M1, IPC, Índice Mensual de Actividad Económica y tasa de interés doméstica para depósitos a corto plazo	Cointegración de Johansen y vector de corrección de errores	0.931	-0.218
Ferrada y Tagle (2014)	Estimación reciente de la demanda de dinero en Chile	1986q1 - 2014q2	M1, PIB, consumo, tasa de interés de captación entre 30 y 89 días	Cointegración de Johansen	1.8822	-0.1452
Matte y Rojas (1987)	Evolución reciente del mercado financiero y una estimación de la demanda por dinero en Chile	1978q1 - 1986q2	M1, PIB y tasa de interés nominal de captaciones no reajustables de 30 a 89 días	Método de Mínimos Cuadrados no Lineales	1.06	-0.14
Herrera y Vergara (1992)	Estabilidad de la Demanda de Dinero, Cointegración y Política Monetaria (Chile)	1978q1 - 1991q1	M1, PIB, Tasa de interés nominal de 30 a 89 días	Cointegración de Johansen y Corrección de Error	1.436	-0.032
Gomez (1998)	La demanda de dinero en Colombia	1981q1 - 1997q4	M1, M3, tasa de interés promedio de certificados de depósitos a 3 meses y PIB real	Cointegración de Johansen	1	-0.899
Ortiz-Callemand, Melo-Valencia y Parra-Amado (2018)	Una exploración reciente a la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal	1984m1 - 2016m4	M1, IPC, PIB real, tasa de interés de depósitos a 90 días	Cointegración en modelos de transición suave tradicionales (modelo no lineal)	2.556	-0.9205
Hernández y Posada (2006)	La demanda por dinero en Colombia: un poco más de evidencia en el periodo reciente	1994 - 2006	M1, consumo, tasa libre a 90 días, exceso de inflación y volatilidad de la inflación	Cointegración de Johansen	1.099	-0.168
Noriega et. al. (2015)	Estimaciones de la demanda de dinero en México y de su estabilidad 1986-2010, así como algunos ejemplos de sus usos	1986q1 - 2010q2	M1, PIB y tasa de interés de certificados de tesorería a 91 días	Cointegración de Johansen y corrección de error	1.505	-1.67
Esquivel - Razo (2003)	Fuentes de la inflación en México, 1989 - 2000: un análisis multicausal de corrección de errores	1989m1 - 2000m12	M1, Índice de Producción Industrial y tasa de rendimiento de certificados del tesoro de Estados Unidos a 3 meses	Cointegración de Johansen	0.6138	-0.0051
Garcés (2003)	Agregados monetarios, inflación y actividad económica en México	1980m1 - 2001m1	M1, M2, M3, M4, Índice de Producción industrial y tasa de interés de certificados de tesorería a 28 días	Cointegración de Johansen y Corrección de Error	0.659	-1.479
Ramos-Francia, Noriega y Rodríguez-Pérez (2017)	Uso de agregados monetarios como indicadores de la evolución futura de los precios al consumidor: crecimiento monetario y meta de	2001q1 - 2014q4	-	Modelo autoregresivo de rezagos distribuidos (ARDL)	-	-
Alarcón y Lladó (1999)	Aproximación de un nuevo agregado monetario en moneda nacional para la economía peruana	-	PIB, inflación y tasa de interés en moneda extranjera ajustado por devaluación	-	0.7	-0.1
Bucacas y Licandro (2003)	La demanda de dinero en Uruguay: 1980Q1 - 2002Q4	1980q1 - 2002q4	M1, IPC, PIB y tasa de interés nominal pasiva a 180 días	Cointegración de Engle-Granger y Johansen	1	0.5

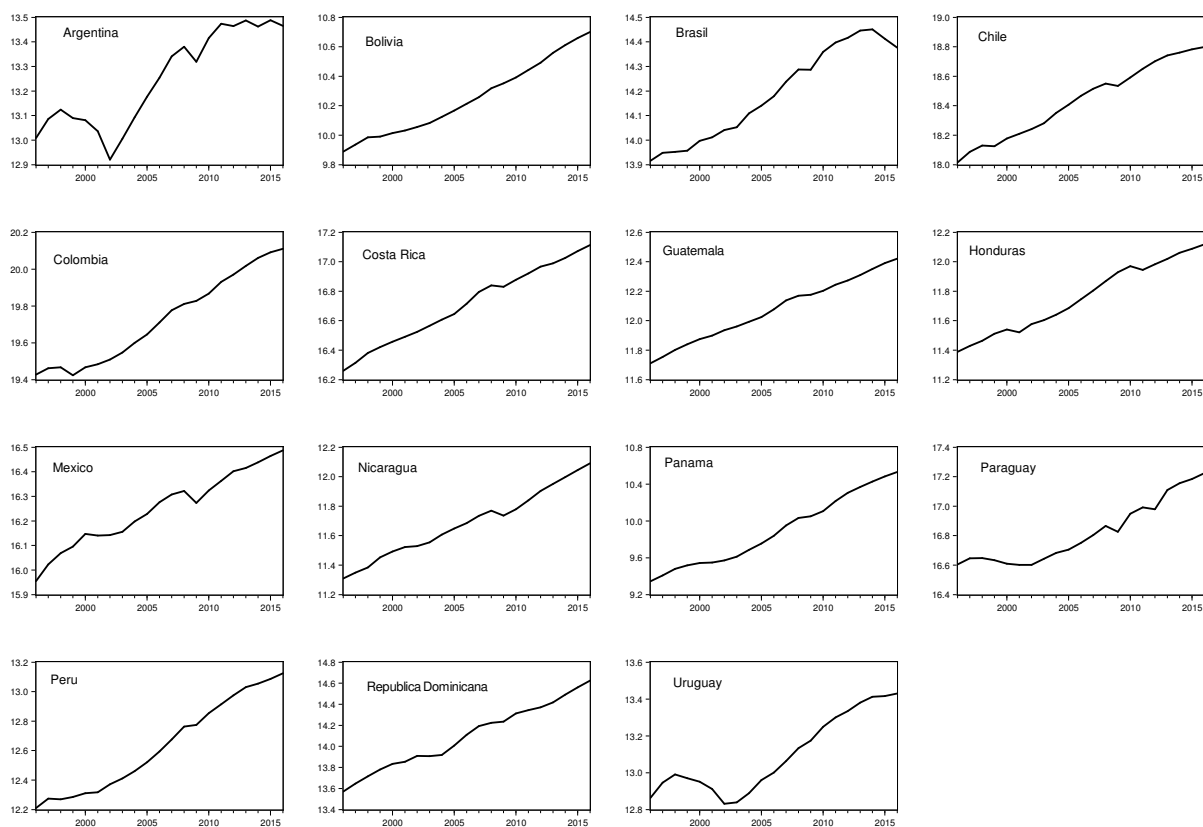
Fuente: Elaboración con datos del BID

Figura 1A: Agregado M1 en logaritmos, por países



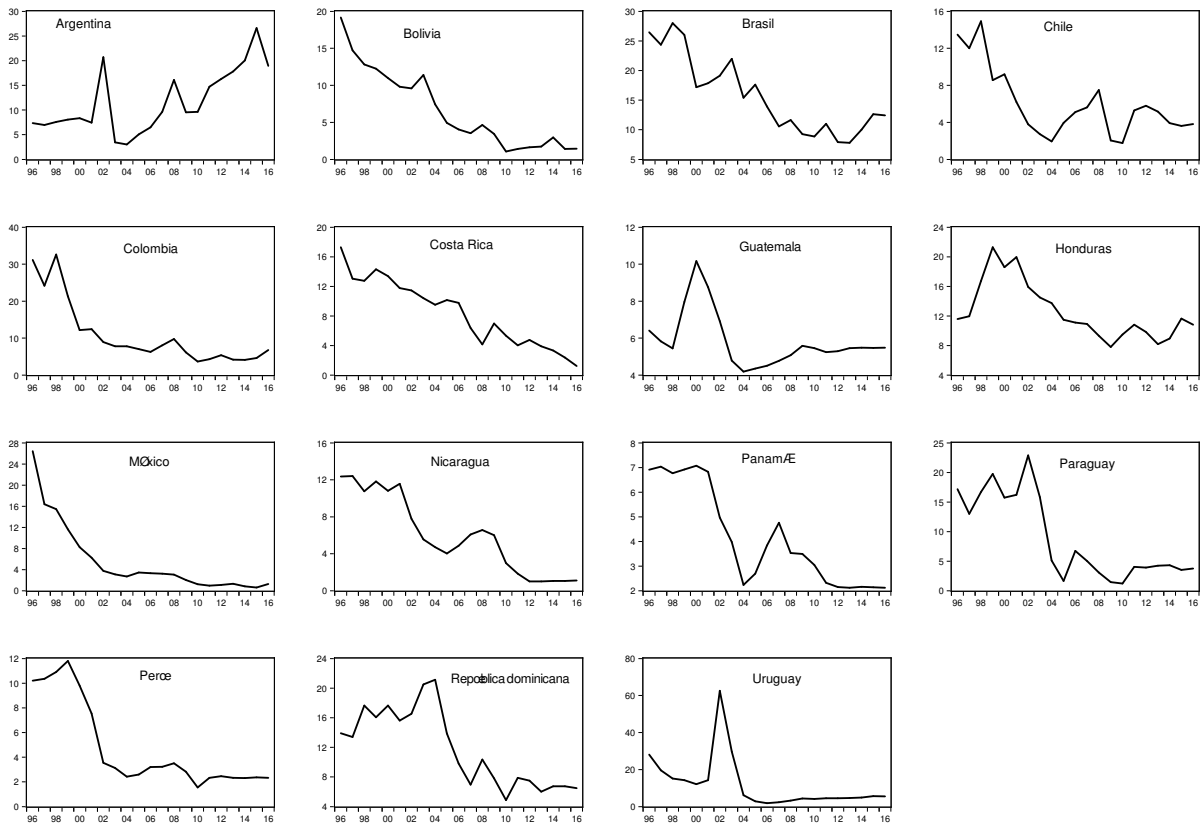
Fuente: Elaboración con datos del BID

Figura 2A: Producto en logaritmos, por países



Fuente: Elaboración con datos del Banco Mundial

Figura 2A: Tasa de interés por países



Fuente: Elaboración con datos del FMI