

Demanda de dinero a largo plazo en los países de América Latina: un enfoque de datos de panel no estacionarios

César Carrera

Resumen

Los bancos centrales están continuamente interesados en obtener estimaciones precisas de la demanda de dinero debido a que su comportamiento en el tiempo desempeña un papel clave sobre distintas variables monetarias y sobre la estabilidad del sistema financiero. En este trabajo se emplea la técnica de mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (FMOLS, por sus siglas en inglés) de Pedroni (2002) para estimar los coeficientes de largo plazo de la demanda de dinero en 15 países latinoamericanos. Esta técnica permite agrupar información sobre las relaciones comunes de largo plazo, y a su vez trata la dinámica de corto plazo y los efectos fijos como heterogéneos para cada

C. Carrera <cesar.carrera@bcrp.gob.pe>, Banco Central de Reserva del Perú y Universidad del Pacífico. El autor agradece a Peter Pedroni, Peter Montiel, John Gibson, Catherine y Sofia Carrera, Alan Sanchez, y a dos dictaminadores anónimos por sus valiosos comentarios y sugerencias. Este estudio se basa en su trabajo de disertación de maestría escrito en el Center for Development Economics, Williams College. Ana Paola Gutiérrez y Alessandra Reyes brindaron excelente apoyo para la investigación. Cualquier error u omisión en este trabajo es responsabilidad del autor y no necesariamente son compartidos por las instituciones a las cuales pertenece actualmente.

economía del panel. Se encuentra evidencia de existe una relación de cointegración en la función de demanda de dinero, la cual tiene una elasticidad con respecto al ingreso del 0.94, y una semielasticidad de la tasa de interés del -0.01 .

Palabras clave: demanda de dinero, cointegración con datos de panel, FMOLS, América Latina.

Clasificación JEL: C22, C23, E41.

Abstract

Central banks have long been interested in obtaining precise estimations of money demand given the fact that its evolution plays a key role over several monetary variables and the stability of the financial system. I use Pedroni's (2002) fully modified ordinary least square (FMOLS) to estimate the coefficients of the long-run money demand for 15 Latin American countries. The FMOLS technique pools information regarding common long-run relations while allowing the associated short-run dynamics and fixed effects to be heterogeneous across different economies of the panel. For this group of countries, I find evidence of a cointegrating money demand, an income elasticity of 0.94, and an interest rate semielasticity of -0.01 .

Keywords: money demand, panel cointegration, FMOLS, Latin America.

JEL classification: C22, C23, E41.

1. INTRODUCCIÓN

Los economistas (en general) y los bancos centrales (en particular) están continuamente interesados en obtener estimaciones precisas de la demanda de dinero al menos por dos razones. En primer lugar, conocer la elasticidad de la demanda de dinero con respecto al ingreso ayuda a determinar la tasa de crecimiento de la base monetaria que es compatible con la estabilidad de los precios a largo plazo. En segundo lugar, conocer la semielasticidad de la tasa de interés de la demanda de dinero ayuda a calcular los costos en términos de bienestar

que ocasiona la inflación de largo plazo. Además, una buena estimación de la función de demanda de dinero es importante para evaluar situaciones que afecten el uso de numerario, como por ejemplo en el desarrollo de los mercados financieros (ver Darrata y Al-Sowaidib, 2009).

Hasta principios de los años setenta, el debate entre el modelo IS-LM de John Maynard Keynes y John Hicks y el paradigma de los ciclos económicos reales de Robert Lucas, Finn Kydland y Edward Prescott parecía imposible de reconciliar. Los modelos de ciclos económicos reales suponen que todos los mercados se encuentran en pleno equilibrio, mientras que una característica central de los modelos IS-LM es la rigidez de salarios o de precios. Sin embargo, en cierto momento, estas rigideces fueron incorporadas en modelos de equilibrio general, que son dinámicos y estocásticos (conocidos como modelos DSGE), lo cual estrechó la brecha entre estas visiones. Algunos autores, como Bénassy (2007) y Casares y McCallum (2006), formularon modelos DSGE usando algunas de las características del modelo IS-LM. En este sentido, en tanto la curva IS sobrevivió a gran parte de las críticas, la curva LM parecía menos importante (la cantidad de dinero suministrada en la economía está determinada endógenamente por la decisión del banco central sobre la meta operativa de tasa de interés de corto plazo).

Sin embargo, algunos autores argumentan que dejar de lado la curva LM podría ser problemático. Las preferencias por mantener dinero motivaron una serie de estudios que se enfocan en sus efectos sobre los ciclos económicos, la correcta identificación de los choques de política monetaria o las consecuencias de la sustitución de numerario nacional por numerario extranjero. Por ejemplo, Ireland (2004) argumenta que en un modelo monetario estructural de ciclos económicos está implícito que los saldos reales de dinero ingresan en una curva IS que incorpora expectativas racionales de inflación y está correctamente especificada; lo cual es válido si y sólo si tales saldos ingresan en una curva de Phillips con expectativas racionales y que también está correctamente especificada. Ireland señala que las medidas empíricas de los saldos reales

deben ajustarse a los cambios en la demanda de dinero para aislar y cuantificar con precisión los efectos dinámicos del dinero sobre el producto y la inflación.

En este documento se sigue el enfoque de Ball (2001) y de Marky Sul (2003) de la demanda de dinero a largo plazo como una relación de cointegración. La especificación de forma reducida se basa en la configuración del modelo LM en la cual la elasticidad del dinero con respecto al ingreso es positiva y la semielasticidad con respecto a la tasa de interés es negativa. Si bien la configuración original es sumamente criticada por la falta de microfundamentos, la mayoría de los resultados pueden derivarse con modelos de dinero en la función de utilidad o de uso de efectivo por adelantado. En este sentido, Walsh (2010) argumenta que la bibliografía empírica sobre la demanda de dinero es vasta. Walsh presenta un modelo con dinero en la función de utilidad y expone valores de parámetros de la función de demanda de dinero para diversos casos. Los resultados de este trabajo se basan en los de la bibliografía previa, y la contribución que ofrece es por la técnica empleada en la estimación de los parámetros que mejor caracterizan la función de demanda de dinero en América Latina.

La técnica empleada es la de mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (FMOLS, por sus siglas en inglés), propuesta por Pedroni (1999). Esta es una técnica de cointegración con datos de panel que otorga libertad a los investigadores para estimar relaciones comunes a largo plazo entre los miembros del panel, mientras que permite que la dinámica asociada de corto plazo y los efectos fijos sean heterogéneos entre ellos. Según Pedroni, es razonable pensar en los miembros de un panel como una muestra a partir de una población que es $I(1)$ o $I(0)$ y que cada miembro representa un muestreo de su propia población. Para Pedroni, no hay teoría que indique si un miembro o un grupo seleccionado aportarían una respuesta (con respecto al PIB, inflación u otra variable) que sea lo suficientemente informativa para todos los miembros restantes del grupo. Aún más, este autor argumenta que los FMOLS funcionan mejor para estimar las relaciones heterogéneas a

largo plazo que los mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés).

El objetivo de este trabajo es estimar los coeficientes de la función de demanda de dinero a largo plazo en América Latina. Para ello, se toma una muestra de 15 países, se forma un panel no equilibrado y se estima la demanda de dinero por FMOLS. También se evalúa si los signos de los coeficientes son compatibles con la curva LM del modelo IS-LM. Los resultados sugieren que la demanda de dinero tiene una elasticidad promedio con respecto al ingreso del 0.94, y una semielasticidad promedio de la tasa de interés del -0.01 .

El presente documento es parte de la bibliografía que estima la demanda de dinero como una variable exógena. Para los países latinoamericanos, la mayoría de los estudios se enfocan en estimaciones individuales por país, y después de una exhaustiva revisión bibliográfica no se ha encontrado algún estudio de panel para esta región. Este es un esfuerzo pionero para revelar los parámetros que gobiernan esta relación clave en la economía mediante una aproximación de panel.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En las secciones 2 y 3 se presentan y exponen una teoría de la demanda de dinero, con atención especial en el modelo IS-LM. En la sección 4, se presentan los paneles no estacionarios, se evalúa por cointegración y se usan los FMOLS para estimar la demanda de dinero en los países latinoamericanos. En la sección 5 se presentan las conclusiones.

2. TEORÍA DE LA DEMANDA DE DINERO

John Hicks formula el modelo IS-LM por primera vez en 1937, en un intento por plasmar las ideas de la teoría de Keynes. Como señalan Bordo y Schwartz (2003), los monetaristas no son partidarios del modelo IS-LM y limitan los efectos monetarios básicamente a la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés. El modelo “IS-LM ha sobrevivido todas las críticas a lo largo de los años [...] es simple, elegante y fácil de operar [...] Es [...] el caballo de batalla de la macroeconomía

abierta y del FMI en su evaluación del equilibrio económico de los países miembro [...] Finalmente, el modelo IS-LM ha sido legitimado al dotarse con microfundamentos basados en la conducta optimizadora de familias y empresas” (Bordo y Schwartz, 2003, p. 22).

En esta sección se presenta un marco teórico estándar de la demanda de dinero, con especial énfasis en la curva LM. En referencia a este punto, Mark y Sul (2003) señalan que “en la era de modelos dinámicos de equilibrio general, Lucas (1988) muestra que un modelo neoclásico con restricciones de adelanto de efectivo genera una función estándar de la demanda de dinero”.¹

2.1 Equilibrio del mercado de dinero en una economía abierta

Lo usual es estudiar la demanda de dinero en el marco de un modelo típico de equilibrio en el mercado de dinero. Primero, se supone que la oferta de dinero (M^s) es una variable de política exógena decidida por la autoridad monetaria, de manera tal que:²

$$1 \quad M^s = \bar{M}^s.$$

En una economía cerrada, el rendimiento por mantener dinero es negativo y está dado por la tasa de inflación \hat{P} . El costo de oportunidad de mantener dinero es lo que podría haberse ganado en cualquier otra inversión en otros activos, usualmente denotado por r . Por lo tanto, el costo de oportunidad total de mantener dinero está dado por esta tasa de interés nominal:

¹ Mark y Sul (2003), pp. 674-675. Los autores citan a Robert Lucas (1998), *Money Demand in the United States: A Quantitative Review*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, núm. 29, pp. 137-168. Para un enfoque de la demanda de dinero de Baumol-Tobin, ver Álvarez *et al.* (2003).

² Para modelos en los cuales el dinero es una variable de política endógena en el marco de la crisis financiera de 2007, ver la exposición de Lucas y Nicolini (2015) e Ireland (2015).

2

$$r - (-\hat{P}) = r + \hat{P} = i,$$

donde r es la tasa de interés real e i es la tasa de interés nominal.

Así, la demanda de dinero depende negativamente de i . Incluye también Y (ingreso), una variable exógena que determina la demanda de dinero a largo plazo.

En una economía abierta, los activos son de dos tipos: nacionales y extranjeros. Si se mantiene la condición de paridad de la tasa de interés sin cobertura, entonces los rendimientos entre países se determinan por

3

$$i_{t,k} = i_{t,k}^* + \hat{S}_{t,k}^e,$$

donde $i_{t,k}$ e $i_{t,k}^*$ son las tasas de interés nominal nacional y extranjera respectivamente, y $\hat{S}_{t,k}^e$ es la devaluación esperada del tipo de cambio.

Si no se mantiene la paridad de la tasa de interés sin cobertura, entonces $i_{t,k} \neq i_{t,k}^* + \hat{S}_{t,k}^e$ por lo tanto, es necesario considerar tanto i y $i^* + \hat{S}^e$ como el costo de oportunidad potencial de mantener dinero. Entonces M^d dependería de i y de $i^* + \hat{S}^e$,

4

$$M^d = M^d(\bar{i}, \bar{i}^*, \bar{S}^e, \bar{S})$$

y en equilibrio, la tasa de interés debe ser suficiente para equilibrar el mercado de dinero, es decir, equilibrar la oferta con la demanda de dinero.

5

$$M^d = M^s.$$

2.2 Ciclos económicos reales internacionales y el modelo Mundell Fleming: una perspectiva keynesiana de la demanda de dinero

A corto plazo, si los precios se ajustan lentamente (precios rígidos), la política monetaria puede afectar al producto real. Para el modelo de ciclos económicos, la combinación del mercado

de recursos reales o fondos prestables con el mercado de dinero puede representarse como:

$$6 \quad S - I = NX,$$

$$7 \quad M^d = M^s,$$

donde S es el ahorro, I es la inversión y NX son las exportaciones netas.

Las ecuaciones que muestran el equilibrio del lado de la demanda de la economía (IS) son

$$Y = C + I + XN$$
$$Y = C + S$$
$$S - I = XN$$

donde C es el consumo.

En esta aproximación se asume paridad de la tasa de interés sin cobertura. Con ello, M^d depende del costo de oportunidad de mantener dinero internamente, que es i . Con el fin de relacionar el mercado de recursos reales con el mercado monetario, la demanda de dinero se expresa en término de dinero real,

$$8 \quad \frac{M^d}{P} = \frac{M^d}{P}(r),$$

que refleja el costo de oportunidad de mantener dinero como un activo.

Para relacionar el mercado de fondos reales prestables, es importante considerar el efecto de cambios en Y sobre M^d/P , es decir, la demanda de dinero por motivo transacciones:³

³ Desde la perspectiva de Friedman, la distinción keynesiana entre *saldos activos* y *saldos ociosos* es irrelevante. “Cada unidad de dinero rinde en términos de una variedad de servicios que el individuo o la empresa equiparan en el margen” (Bordo y Schwartz, 2003, p. 7).

9

$$\frac{M^d}{P} = \frac{M^d}{P}(r, Y),$$

que implica que el equilibrio en el mercado de dinero real depende negativamente de las tasas de interés y positivamente de la cantidad producida en una economía. Se define L como la función demanda por dinero real, por lo tanto:

10

$$\frac{M^d}{P} = L(Y, r).$$

En una economía abierta, el banco central determina la oferta de dinero de acuerdo con los activos que mantiene tanto en el país como en el extranjero. Tal que:

$$M^s = D + F,$$

donde D es el componente de activos internos (tales como el crédito nacional y los bonos entre otros) y F es el componente de activos extranjeros (tales como oro y reservas extranjeras entre otros).

En términos reales: $\frac{M^s}{P} = \frac{D+F}{P}$, y en equilibrio,

11

$$\left(\frac{M^s}{P}\right) = L(Y, r).$$

Combinando el mercado de dinero con el lado de la demanda (o fondos prestables), se llega a un modelo de IS-LM en una economía abierta (conocido también como modelo Mundell Fleming), donde:

- La curva IS describe las diferentes combinaciones de r y Y que son compatibles con $S - I = NX$, esto es, el equilibrio en el mercado de fondos prestables.
- La curva LM describe las diferentes combinaciones de r y Y que son compatibles con $\left(\frac{M^s}{P}\right) = L(Y, r)$.

3. COMENTARIOS SOBRE EL MODELO IS-LM

3.1 Avances recientes en el modelo IS-LM

Acerca de los avances recientes, Bordo y Schwartz (2003) mencionan que si bien se usa el modelo IS-LM para evaluar y guiar la política monetaria, en realidad no incorpora dinero. El modelo tiene tres ecuaciones: una ecuación IS donde la brecha del producto depende de la tasa de interés real (la tasa nominal menos la inflación racionalmente esperada); una curva de Phillips, que relaciona la tasa de inflación con la brecha del producto, con la inflación pasada y con la inflación esperada de expectativas racionales; y una regla de política (conocida comúnmente como regla de Taylor) que relaciona la tasa de interés a corto plazo (instrumento de política del banco central) con la inflación y el producto.⁴

Friedman (2003) señala el trabajo de Clarida *et al.* (1999) como la primera y la nueva visión estándar de la política monetaria, en línea con los modelos descritos por Bordo y Schwartz (2003). Argumenta que la curva IS ha sobrevivido, pero que la curva LM no, debido a los cambios en las prácticas de formulación de política monetaria: “ningún banquero central siente la necesidad de pedir disculpas por creer que la política monetaria sí afecta las variables reales” (Friedman, 2003, p. 8) dado que cambios en las expectativas de los agentes revertirían el resultado que implican tales modelos.

Por su parte, Leeper y Roush (2003) argumentan a favor de la función de demanda de dinero en el análisis de política monetaria. Ellos presentan evidencia de un papel esencial del dinero en el mecanismo de transmisión de política monetaria. Se necesita incorporar la cantidad de dinero y la tasa de interés para identificar de manera correcta los efectos de la política monetaria. Dado un cambio exógeno en la tasa de

⁴ “Si bien el modelo no tiene una curva LM en este, se puede agregar una para identificar la cantidad de dinero que necesitará suministrar el banco central cuando sigue una regla de política, dados los choques que golpean a la economía. Sin embargo, esta cuarta ecuación no es esencial para el modelo” (Bordo y Schwartz, 2003, p. 23).

interés nominal, el efecto estimado de la política monetaria en la actividad económica aumenta de manera monotónica en respuesta a la oferta de dinero; y la trayectoria de la tasa de interés real no es suficiente para determinar los efectos de política monetaria.⁵

3.2 Advertencias y otros comentarios

Para ser congruentes con el modelo de IS-LM, el conocimiento de los efectos del ingreso sobre la demanda de dinero facilita la determinación de la tasa de expansión monetaria que es coherente con niveles de precios estables en el largo plazo. Además, debido a los efectos de la tasa de interés en el consumo futuro, el conocimiento de los efectos de la tasa de interés sobre la demanda de dinero facilita el cálculo de los costos en términos de bienestar de la inflación en el largo plazo.

Dado que la finalidad de este estudio es la demanda de dinero (curva LM), se muestra cómo son los efectos de una expansión de la oferta de dinero por medio de la caracterización de la demanda de dinero. Al menos en el corto plazo, se tendría una idea de cuán fuerte es el efecto sobre el producto de una expansión de la oferta de dinero. Sin embargo, con el fin de ser precisos, debería identificar también la curva IS.

Otro punto importante sobre el modelo IS-LM es que a lo largo del tiempo ha incorporado una serie de críticas de Friedman. Por ejemplo, “la inflación es siempre y en todo lugar un fenómeno monetario y puede controlarse mediante la política monetaria; que la política monetaria en el corto plazo tiene efectos reales importantes debido a la presencia de rigideces nominales o rezagos en el ajuste de la inflación esperada a la inflación real [...] y que las reglas de política son anclajes importantes para la política monetaria estable” (Bordo y Schwartz, 2003, pp. 23-24).

⁵ Básicamente, los autores estiman dos modelos, con dinero y sin este, y analizan el resultado bajo un enfoque VAR, y hallan evidencia de que “la cantidad de dinero y la tasa de interés nominal a corto plazo transmiten de manera conjunta los efectos de la política monetaria en Estados Unidos” (Leeper y Roush, 2003, p. 20).

4. ANÁLISIS EMPÍRICO

En este trabajo se sigue la línea de investigación de Ball (2001) y de Mark y Sul (2003), quienes tratan la demanda de dinero a largo plazo como una relación de cointegración.⁶ Sin embargo, es importante mencionar que Ball (2001) usa un análisis de series de tiempo para estimar la demanda de dinero en Estados Unidos, en tanto Mark y Sul (2003) aplican DOLS (o intradimensional agrupado) a un panel de 19 países de la OCDE para estimar la demanda de dinero de los países mencionados. En este caso se emplean FMOLS (o promedio de grupo entre dimensiones) para estimar la demanda de dinero en 15 países latinoamericanos.⁷

Los datos que se usan en este artículo se toman de la base de datos Estadísticas Financieras Internacionales (IFS, por sus siglas en inglés) del FMI y abarcan el periodo muestral de 1948 a 2003. Dinero refiere a la definición M1 y la tasa de interés es una tasa de interés a corto plazo.

En esta sección, 1) se describen los paneles no estacionarios, 2) se evalúa la existencia de raíces unitarias en los datos de panel, 3) se evalúa por cointegración, 4) se estima la demanda de dinero por FMOLS, y 5) se presentan los resultados. También se presenta un ejercicio donde se pueden comparar los parámetros de la demanda de dinero entre países.

4.1 Paneles no estacionarios

Un panel no estacionario es un panel de series de tiempo en el cual las variables que componen el panel presentan una raíz

⁶ Mark y Sul (2003) mencionan también a los siguientes autores cuyas investigaciones se encuentran en la misma línea: Stock y Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, vol. 61, 1993, pp. 783-820; y, Hoffman, "The Stability of Long-run Money Demand in Five Industrial Countries", *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, 1995, pp. 317-339. Ver Kumar (2011), para una revisión de los estudios de demanda de dinero para países en desarrollo.

⁷ Ver Walsh (2010, capítulo 2, pp. 49-52) por una revisión de la bibliografía empírica sobre demanda de dinero.

unitaria que es típica de los paneles macro agregados. Algunas de las características de los paneles no estacionarios son:

- dimensión de series de tiempo considerable (con correlación serial),
- dimensión transversal considerable (con heterogeneidad entre los miembros),
- una o múltiples variables, y
- raíz unitaria presente en al menos algunas variables.

Las técnicas de datos de panel no estacionarios son más útiles cuando la dimensión de las series de tiempo es relativamente grande (demasiado corta para inferencias confiables sobre algún miembro del panel, pero lo suficientemente larga para tomar en cuenta su dinámica); la dimensión transversal, o la cantidad de miembros, moderada (demasiado grande para ser tratada como un sistema puro); y al menos algunos criterios comunes existen entre los miembros (entre los parámetros o la hipótesis de trabajo).

Si la dimensión de tiempo es demasiado corta, es difícil modelar la dinámica subyacente de la serie. Generalmente, las propiedades de la correlación serial difieren entre los miembros del panel, por eso se requiere una longitud suficientemente amplia de las series de tiempo para cada miembro a fin de que pueda capturar la dinámica específica de cada miembro.

Pedroni (2002) resalta el hecho de que los métodos de los datos de panel requieren de al menos alguna similitud entre los miembros (obtener ganancias de combinar datos de diferentes miembros) para que mejore el informe de resultados para cada miembro por separado. Los tipos mínimos de criterios comunes requeridos son:

- Propiedades de los datos (parámetros o momentos). No hay datos compartidos entre los miembros, pero por lo general se deben colocar límites a las diferencias en un sentido probabilístico (por ejemplo, se requiere que la probabilidad de que los datos estén muy separadas esté limitada).

- Propiedades de la hipótesis. La hipótesis no está limitada a que todos los miembros den la misma respuesta a una prueba de hipótesis; sin embargo, los diferentes miembros del panel deberían contestar a la misma pregunta; por ejemplo, la respuesta de un miembro debe tener alguna relación con la respuesta de otro miembro. De lo contrario, la combinación de datos no llevaría a responder mejor la pregunta de investigación.

En este trabajo se usan datos de 15 países en un panel no estacionario no equilibrado para el periodo 1948-2003. Con respecto a las similitudes, el análisis se limita a las características y los parámetros de la demanda de dinero a largo plazo según un enfoque keynesiano para un grupo de países de América Latina. En el presente artículo se asume que los sistemas y las transacciones financieras en los países en esta región son esencialmente similares.

4.2 Prueba de raíz unitaria a un panel con dinámica heterogénea

El enfoque de panel tiene como premisa el hacer algunas simplificaciones para reducir el número de parámetros por estimar. En tal sentido, explotar los criterios comunes entre los miembros del panel es parte de los fundamentos de este tipo de enfoque.

Desde la perspectiva de las pruebas de raíces unitarias para paneles, es razonable imaginar a los miembros de un panel como una realización muestral de una población que es $I(1)$ o $I(0)$, entonces se podría incrementar de modo significativo el poder estadístico de la prueba si se usa la dimensión de panel, que sustituye las observaciones sobre la dimensión $i = 1, 2, 3, \dots, N$ para compensar por una corta dimensión T , cuando cada miembro i es independiente.

En este trabajo se evalúa si el enfoque monetario keynesiano de la demanda de dinero se aplica del mismo modo a todos los miembros de un panel. Si no es correcto, debería fallar independientemente del miembro que se considere. En esta teoría

de paneles se indica que las propiedades del proceso de generación de datos se cumplen para toda la población, mientras que los miembros individuales del panel se consideran como diferentes realizaciones de dicha población. En muestras finitas sobre miembros individuales la prueba tiende a fallar; por lo tanto, el incremento en la cantidad de miembros, y con ello, de las realizaciones de la muestra de $\ln(M_{it}/P_{it})$ mejoran la capacidad de la prueba para efectuar inferencias. Según esta perspectiva, la prueba realizada sobre datos de panel representa un alza directa en el poder sobre las pruebas individuales.

La ecuación de forma reducida que se estima es

$$12 \quad \ln\left(\frac{M_{it}}{P_{it}}\right) = \alpha_i + \beta_y \ln Y_{it} + \beta_r R_{it} + u_{it},$$

donde M_{it} es una medida de cantidad de dinero, P_{it} es un nivel de precio, Y_{it} es el PIB real, R_{it} es una tasa de interés a corto plazo, α_i se refiere a los efectos específicos en un país, β_y es la elasticidad del ingreso, y β_r es la semielasticidad de la tasa de interés; para $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$; donde $N = 15$ y $T = 56$.

Primero, se evalúa si $\Delta \ln(M_{it}/P_{it})$ es $I(0)$ o $I(1)$. Con ello se infiere si $\Delta \ln(M_{it}/P_{it})$ tiene una correlación serial de corto plazo y si pueden existir relaciones de cointegración de largo plazo para todos los países.

Aplicando las pruebas de raíz unitaria al panel, se estima la siguiente relación:

$$13 \quad \Delta \ln\left(\frac{M}{P}\right)_t^* = c + \prod \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}^* + \sum_{k=1}^k \Phi_k \Delta\left(\frac{M}{P}\right)_{t-k}^* + \varepsilon_t^*.$$

En este caso, se apilan los datos del panel en un vector de series de tiempo $\ln(M/P)_t^*$.

Las pruebas de raíz unitaria que permiten dinámicas heterogéneas entre los miembros del panel pueden clasificarse en:⁸

- Pruebas agrupadas intradimensionales propuestas por Levin *et al.* (2002). Se estudian tres pruebas diferentes

⁸ Para más detalles, ver Harris y Sollis (2003), *Panel Data Models and Cointegration*, capítulo 7.

que se distribuyen normal estándar, mediante límites secuenciales:

1) Estadístico p de Phillips-Perron agrupada.

2) Estadístico t de Phillips-Perron agrupada.

3) Estadístico t ADF agrupada.

- Prueba de media de grupo elaborada por Im *et al.* (2003). Esta prueba tiene una distribución normal estándar por el teorema de límite central.

Levin *et al.* (2002) señalan que la prueba que propusieron de raíz unitaria con base en datos de panel tiene la siguiente limitación: hay algunos casos en los cuales la correlación contemporánea no puede removerse mediante la sustracción de los promedios transversales (los resultados dependen fundamentalmente del supuesto de independencia entre los individuos y por lo tanto no es aplicable si está presente la correlación transversal). Del mismo modo, el supuesto de que todos los individuos son idénticos con respecto a la presencia o ausencia de una raíz unitaria es de alguna manera restrictivo. Por otra parte, Im *et al.* (2003) utilizaron una prueba de raíz unitaria de datos de panel sin el supuesto de correlación idéntica de primer orden, pero según una hipótesis alternativa diferente.⁹

⁹ “Maddala y Wu (1999) han realizado varias simulaciones para comparar el desempeño de las pruebas de competencia, entre ellas la de IPS (Im, Pesaran y Shin), la de LL (Levin y Lin) [...] Se debe tomar con precaución la interpretación de los resultados. De modo estricto, las comparaciones entre las pruebas de IPS y de LL no son válidas. Si bien ambas pruebas tienen la misma hipótesis nula, las hipótesis alternativas son muy diferentes. La hipótesis alternativa en este artículo es que todas las series individuales son estacionarias con idéntico coeficiente autorregresivo de primer orden, mientras que en la prueba IPS se permite que varíe el coeficiente de primer orden individual autorregresivo bajo la hipótesis alternativa. Si la hipótesis alternativa de estacionaria con coeficientes AR idénticos entre individuos es apropiada, agrupar sería más ventajoso que el estadístico t de Im *et al.* (2003) sin agrupar. Cabe señalar que las simulaciones de

Cuadro 1

PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

	$\ln \frac{M}{P}$	$\ln Y$	R
En niveles			
Estadístico ρ de LL	0.89	1.58	-1.93
Estadístico t de LL	2.00	1.91	-0.24
Estadístico ADF de LL	2.54	0.92	-0.17
Estadístico ADF de IPS ¹	2.90	2.40	0.03
Primeras diferencias			
Estadístico ρ de LL	-41.25	-42.83	-40.81
Estadístico t de LL	-27.21	-27.85	-18.27
Estadístico ADF de LL	-26.33	-49.26	-11.80
Estadístico ADF de IPS ¹	-48.24	-45.83	-10.73

Notas: datos de panel no equilibrados, muestra de 15 países. LL refiere a Levin y Lin e IPS denota a Im, Pesaran y Shin.

¹Usando el ajuste para muestras grandes.

En el cuadro 1 se presenta la prueba de raíz unitaria según H_0 : *raíz unitaria*. En ningún caso logré rechazar H_0 .¹⁰ Los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran que las tres variables son estacionarias en primeras diferencias.

4.3 Prueba de cointegración y restricciones de heterogeneidad

Antes de estimar la ecuación 12, primero se evalúa por cointegración entre las series del panel. Luego, se usa la relación de cointegración para obtener los residuos. Posteriormente, se evalúa por la presencia de raíces unitarias en estos residuos.

poder consignadas en Maddala y Wu (1999) no son corregidas por tamaño de muestra.”Levin *et al.* (2002, pp. 15-17).

¹⁰ Si el estadístico es menor al valor crítico, -1.28, se rechaza la H_0 con un 10% de confianza estadística.

En otras palabras, se evalúa si hay relaciones de cointegración que son o podrían ser coherentes con 12.

Las pruebas de cointegración de paneles que permiten las restricciones de heterogeneidad entre sus miembros se pueden clasificar en

- Pruebas intradimensionales agrupadas formuladas por Pedroni (1999).¹¹ Pedroni investiga cuatro pruebas diferentes mediante regresiones cointegradas individuales para cada miembro, recolecta los residuos estimados y estima la prueba de raíz de panel acumulada:¹²
 - 1) Prueba agrupada de varianza semiparamétrica.
 - 2) Prueba agrupada de estadístico p semiparamétrica.
 - 3) Prueba agrupada de estadístico t semiparamétrica.
 - 4) Prueba agrupada de estadístico t de ADF totalmente paramétrica.
- Prueba de medias de grupo formulada por Pedroni (2002). Pedroni investiga tres pruebas diferentes que ejecutan

¹¹ “Las pruebas para la hipótesis nula de no cointegración en paneles heterogéneos basadas en Pedroni (1995, 1997) han sido limitadas a simples ejemplos bivariantes, en gran parte debido a la falta de valores críticos disponibles para regresiones multivariantes complejas. El propósito de este documento es zanjar la brecha describiendo un método para aplicar pruebas para la hipótesis nula de la no cointegración en el caso con múltiples regresores y ofrecer valores críticos apropiados para estos casos” (Pedroni, 1999, p. 653). El autor cita a Pedroni (1995), *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis*, Indiana University Working Papers in Economics, junio; y Pedroni (1997), *Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with and Application to the PPP Hypothesis: New Results*, Indiana University Working Papers in Economics, abril.

¹² Estas pruebas permiten una dinámica heterogénea, vectores de cointegración heterogéneos, endogeneidad y errores distribuidos normal estándar.

relaciones de cointegración individuales para cada miembro, recolectó los residuos estimados y computa las pruebas de raíz unitaria medias de grupo:

- 1) Prueba de estadístico p de medias de grupo semiparamétrica.
- 2) Prueba de estadístico t de medias de grupo semiparamétrica.
- 3) Prueba de estadístico t ADF media grupal completamente paramétrica.

En cada caso la H_0 : *No cointegración* puede rechazarse si el estadístico es menor que el valor crítico.¹³ Si es menos que -1.28 se rechaza H_0 con un 10% de confianza estadística.

Es importante mencionar que la diferencia clave entre las pruebas agrupadas y de media grupal es que la prueba sobre los residuos se agrupa en vez de tomar medias grupales. Las pruebas de media grupal son las elegidas sobre las pruebas agrupadas, ya que permiten mayor flexibilidad de la hipótesis alternativa.¹⁴

En el cuadro 2 se presenta la prueba de cointegración. Se rechaza la H_0 de no cointegración entre estas series en la mayoría de los casos. Estos resultados sugieren una relación de cointegración entre las series.

¹³ “Se puede pensar en dicha prueba de cointegración de panel como una en la cual la hipótesis nula de que las variables de interés del panel no están cointegradas es la misma para cada miembro del panel y la hipótesis alternativa se toma como que para cada miembro del panel existe un vector de cointegración, el cual no necesita ser el mismo para cada miembro. Ciertamente, un rasgo importante de estas pruebas es que permiten que el vector de cointegración difiera entre los miembros según la hipótesis alternativa” (Pedroni, 1999, p. 655).

¹⁴ Para detalles sobre cómo estimar los estadísticos para cada prueba, ver el anexo técnico. Ver la sección 4.4.1 para una discusión de la determinación de la hipótesis alternativa.

Cuadro 2

PRUEBA PARA COINTEGRACIÓN DE $\ln\frac{M}{P}$, $\ln Y$, R
(estadísticos de cointegración datos de panel)

<i>Pruebas intradimensionales</i>		<i>Pruebas basada en la media grupal</i>	
Estadístico v	0.7713	Estadístico ρ	-0.3088
Estadístico ρ	-1.2108	Estadístico t (no paramétrico)	-3.4881
Estadístico t (no paramétrico)	-1.7032	Estadístico t (paramétrico)	2.4981
Estadístico t (paramétrico)	0.3501		

Nota: datos de panel no equilibrado, muestra de 15 países.

4.4 Estimación de FMOLS (media de grupo)

Si el modelo de IS-LM es coherente con los datos, y se mantiene el equilibrio en el mercado de dinero, es decir que la demanda de dinero equivale a la oferta de dinero, se puede esperar que la ecuación 10 se mantenga a largo plazo; si está en equilibrio, la ecuación 11 debería mantenerse.

Al interior del modelo keynesiano puro, el resultado descrito debería cumplirse independientemente de cualquier grado de dolarización, de cambio tecnológico, de preferencias por el lado de la demanda, o de cualquier otra característica, según un marco keynesiano puro. Si un modelo alternativo es correcto, el signo esperado de esta relación no se mantiene en el largo plazo.

En este trabajo se argumenta que los datos de cualquier país de modo individual tienen una dimensión temporal demasiado corta para elegir confiablemente si responden a la hipótesis es nula o alternativa. Sin embargo, los datos combinados de muchos países son suficientes para decidir si la predicción de la teoría es correcta o no.

Pedroni (2002) también sugiere que es razonable imaginar miembros de un panel como una muestra derivada de una población que es $I(1)$ o $I(0)$ y cada miembro representa un muestreo separado de su propia población (realizaciones de series de tiempo a partir de cualquier miembro representarían a la población). En este caso, la teoría no indica que los miembros deben todos dar la misma respuesta (la prueba de panel podría producir resultados *mixtos* dependiendo de si es correcta la hipótesis nula o alternativa). Específicamente, para la ecuación 12, la hipótesis a poner a prueba es:

$$H_0: \beta_y = 0 \text{ y } \beta_r = 0 \text{ para todo } i,$$

$$H_1: \beta_y > 0 \text{ y } \beta_r < 0 \text{ para suficientes } i,$$

donde *suficientes* usualmente no está definido con precisión en la bibliografía.

La ventaja del enfoque de panel es que ha ampliado la clase de datos a los cuales se ha aplicado la prueba aprovechando los criterios comunes. El objetivo de la estimación de un panel no es cuestionar si una teoría es correcta o no, sino de afinar la pregunta de cuán *generalizada* es una caracterización particular para un grupo particular de miembros.

4.4.1 Ventajas del panel FMOLS (medias de grupo interdimensional) sobre el panel DOLS (panel intradimensional)

Pedroni (2001) presenta y analiza las tres ventajas más importantes de los estimadores FMOLS sobre los estimadores DOLS.¹⁵

- 1) La forma en la cual se agrupan los datos en los estimadores FMOLS permite mayor flexibilidad en presencia de heterogeneidad de los vectores de cointegración. Los estadísticos de las pruebas construidas a partir de los estimadores DOLS evalúa $H_0: \beta_i = \beta_0$ para todo i contra

¹⁵ “[...] Los estimadores de DOLS son estimadores intradimensionales”, Pedroni (2001, p.728)

$H_A: \beta_i = \beta_A \neq \beta_0$, donde el valor β_A es el mismo para todos los i . Los estadísticos para las pruebas construidas a partir de los estimadores FMOLS evalúan $H_0: \beta_i = \beta_0$ para todo i contra $H_A: \beta_i \neq \beta_0$ para que los valores para β_i no estén limitados a ser los mismos según la hipótesis alternativa. Es una ventaja importante para las estimaciones económicas porque no hay razón para creer que, si las pendientes de cointegración no son iguales, necesariamente tienen que ser algún otro valor común arbitrario.

- 2) Las estimaciones globales de estimadores FMOLS tienen una interpretación más útil en caso de que los verdaderos vectores de cointegración individuales sean heterogéneos. En particular, estas estimaciones de FMOLS pueden interpretarse como el valor promedio de los vectores de cointegración. Esta interpretación no se cumple para los estimadores de DOLS.
- 3) Los estadísticos para realizar pruebas de hipótesis construidas a partir de los estimadores de FMOLS parecen tener otra ventaja, incluso cuando la hipótesis nula del vector de cointegración es homogénea. Pedroni (2002) muestra que dichos estadísticos tienen menores distorsiones en muestras pequeñas que los de DOLS.

4.4.2 Estimaciones FMOLS

La técnica para estimar la demanda de dinero dada por la ecuación 12 es FMOLS porque sus estadísticos tienen mejores propiedades para muestras de tamaño pequeño y presenta claras ventajas sobre DOLS. Además de los casos en cuáles es difícil estimar esta relación con técnicas puras de series de tiempo, esta técnica funciona bastante bien en los paneles que presentan dinámica individual heterogénea debido al hecho de que los sesgos tienden a promediarse sobre la dimensión N , y además

tiene la ventaja usual de las pruebas de media de grupo, donde la hipótesis alternativa es más flexible.¹⁶

En esta investigación, la hipótesis de trabajo siguiendo a Pedroni (2002) en las pruebas de hipótesis con FMOLS (relación de cointegración promedio a largo plazo) es:¹⁷

$$H_0: \beta_y = 0 \text{ frente a } H_A: \beta_y \neq 0 ,$$

$$H_0: \beta_r = 0 \text{ frente a } H_A: \beta_r \neq 0 .$$

En este caso es importante la flexibilidad, ya que no es posible establecer un valor previo sobre la hipótesis alternativa.¹⁸

¹⁶ Con respecto a la especificación de la función de la demanda de dinero, Ball (2001) reflexiona si esta es la función correcta y si el supuesto implícito de que la función no incluye una tendencia entre sus factores determinantes. Ball argumenta que: “Para tasas de interés y un producto dado, la demanda de dinero puede cambiar con el tiempo si hay cambios en la tecnología de transacción de la economía”, Ball (2001) p. 42. Sin embargo, ya que las medidas de dinero y el producto tienen tendencias, es posible pensar que se cancelan entre sí. Este hecho puede corroborarse en las estimaciones de Mark y Sul (2003), donde hallan pequeñas diferencias entre las estimaciones DOLS con tendencias o sin esta. Ball (2001, p. 42) menciona también que “una tendencia es altamente colineal con el ingreso, por lo tanto no se pueden separar sus efectos”. Otro enfoque, como los modelos de efectivo por adelantado, se plantea en Álvarez *et al.* (2003), en el cual el marco es el modelo Baumol-Tobin. Finalmente, se revisa el trabajo de Calza *et al.* (2001) que incluye en la relación a la tasa de interés a largo plazo en su estimación de la demanda de dinero para la zona del euro, obteniendo el signo equivocado para esta variable y eliminándola.

¹⁷ Mark y Sul (2003) estiman DOLS y definen las pruebas de hipótesis $H_0: \beta_y = 0$ frente a $H_A: \beta_y = 1.0 \neq 0$ y $H_0: \beta_r = 0$ frente a $H_A: \beta_r = -0.05 \neq 0$.

¹⁸ Sin embargo, Mark y Sul (2003, p. 15) señalan que “1.0 es un valor típico de la elasticidad del ingreso registrada en la bibliografía, mientras que un valor común de la semielasticidad de la tasa de interés es -0.05”. Ball (2001) estima que la elasticidad del ingreso es 0.5 y la semielasticidad de la tasa de interés es -0.05

Además, tiene la ventaja usual de las pruebas de FMOLS, en que las estimaciones tienen una interpretación económica más útil cuando los vectores de cointegración son heterogéneos.

La prueba puede interpretarse como el promedio de estimadores FMOLS individuales. Cada estimador FMOLS individual corrige por endogeneidad y por correlación serial al estimar de manera directa la covarianza a largo plazo y promediar sobre estimadores FMOLS individuales para obtener una media grupal.

Así, los estimadores de FMOLS se estiman como:

$$\hat{\beta}_{Y,GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (\ln Y_{it} - \overline{\ln Y}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (\ln Y_{it} - \overline{\ln Y}_i) (y_{Y,it}^* - T \hat{\gamma}_i) \right)$$

$$\hat{\beta}_{r,GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (r_{it} - \bar{r}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (r_{it} - \bar{r}_i) (y_{r,it}^* - T \hat{\gamma}_i) \right),$$

donde $[y_{Y,it}^*] = [\ln(M/P)_{it} - \overline{\ln(M/P)}_i] - (\hat{\Omega}_{21i} / \hat{\Omega}_{22i}) [\Delta \ln Y_{it}]$ es la corrección de la endogeneidad y utiliza $\ln Y_{it}$ como un *instrumento interno*. También $\hat{\gamma}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - (\hat{\Omega}_{21i} / \hat{\Omega}_{22i}) (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$ es la corrección de correlación serial, y Ω_i es la matriz de covarianzas de largo plazo.¹⁹

De manera equivalente, el estimador global puede expresarse como: $\hat{\beta}_{Y,GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{Y_{FM},i}^*$, y del mismo modo el estadístico t : $t_{\hat{\beta}_{GFM}^*} = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_{FM,i}^*}$, con lo cual las pruebas individuales de FMOLS se distribuyen $N(0,1)$ en tanto $T \rightarrow \infty$. Del mismo modo, las pruebas globales de FMOLS se distribuyen $N(0,1)$ según $T \rightarrow \infty$ y $N \rightarrow \infty$ secuencialmente.²⁰

para la economía de Estados Unidos.

¹⁹ Para más detalles sobre la estimación de Ω y Γ ver el anexo técnico.

²⁰ El análisis es similar para el caso de $y_{r,it}^*$.

4.5 Resultados

En el cuadro 3 se presentan las estimaciones por FMOLS. Las estimaciones FMOLS individuales para cada miembro del panel presentan cierta variabilidad transversal. Las elasticidades del ingreso con respecto a la cantidad de dinero son todas positivas, con la excepción de Argentina y Uruguay,²¹ y están en un rango que va desde 0.44 (Paraguay) hasta un gran valor de 3.27 (Brasil); pero la semielasticidad de la tasa de interés tiene el signo equivocado para Brasil,²² en tanto que para el resto de los países va desde desde -0.022 (Guatemala) a -0.001 (Perú, Bolivia y Chile).

Este resultado es coherente con la idea subyacente de que la evolución de los sistemas financieros y el progreso de las tecnologías en lo que refiere a transacciones en los países de América Latina son esencialmente similares.²³ La variabilidad transversal en estas estimaciones debe reflejar la dificultad inherente de obtener estimaciones exactas más que evidencia sobre una conducta económica dispar.

La estimación global de FMOLS para todos los miembros del panel de la elasticidad del ingreso es 0.94 (con un t estadístico igual a 50.2) y de la semielasticidad de la tasa de interés es -0.008 (con t estadístico igual a -11.4).²⁴ Hay evidencia de una deman-

²¹ En ambos casos, son estadísticamente no significativas.

²² Este estadístico también es estadísticamente no significativo.

²³ En otras palabras, el comportamiento de la demanda de dinero de Chile es estadísticamente más parecida a la de Colombia que a la de Alemania.

²⁴ Mark y Sul (2003) usan DOLS para estimar un panel con tendencia para 19 economías desarrolladas (similares niveles de ingreso y de mercados financieros desarrollados). “En nuestro análisis, las ecuaciones simples de DOLS con tendencia nos da estimaciones de elasticidad del ingreso tan dispares como -1.23 para Nueva Zelanda y 2.42 para Canadá. Las estimaciones que corresponden de la semielasticidad de la tasa de interés varían de 0.02 para Irlanda (que tiene el signo incorrecto) a -0.09 para el Reino Unido” (Mark y Sul, 2003, p. 658). “Las estimaciones en las que más confiamos son las de la elasticidad del ingreso

Cuadro 3

DEMANDA DE DINERO A LARGO PLAZO
(ecuación simple y estimaciones de MCO de panel
completamente modificados)

<i>País</i>	β_y	<i>Estadístico</i> t	β_r	<i>Estadístico</i> t
Argentina	-1.00	-1.32	-0.002	-0.44
Bolivia	0.90	12.49	-0.001	-5.11
Brasil	3.27	11.58	0.002	1.47
Chile	1.07	16.84	-0.001	-0.39
Colombia	0.87	16.48	-0.004	-1.46
Costa Rica	1.09	12.18	-0.015	-2.50
Ecuador	1.06	48.26	-0.011	-4.41
Guatemala	1.66	17.49	-0.022	-5.59
Honduras	1.34	8.41	-0.008	-1.57
México	0.76	4.93	-0.009	-5.71
Paraguay	0.44	1.50	-0.009	-1.74
Perú	1.05	7.94	-0.001	-0.71
República Dominicana	0.75	12.86	-0.018	-4.27
Uruguay	-0.54	-1.68	-0.002	-1.65
Venezuela	1.33	26.46	-0.019	-10.19
FMOLS de grupo de panel	0.94	50.20	-0.008	-11.43

da de dinero cointegrada entre los países latinoamericanos. Este resultado es importante ya que proporciona soporte a la idea de una moneda única en esta región. Sin embargo, esta es sólo una pequeña parte de la información que se necesita si se tiene como intención formar una unión monetaria (como es el caso de la Unión Económica y Monetaria Europea).²⁵

De manera global, la elasticidad del ingreso está por debajo de uno, lo cual implica la existencia de economías de escala en la gestión del dinero. A nivel de países, México, Colombia, Paraguay, Bolivia, y la República Dominicana tienen una elasticidad del ingreso inferior a uno. Este resultado es coherente con economías en las cuales la dolarización se viene reduciendo y se está recuperando lentamente la función principal de la moneda local (transacciones). Además, hay una tendencia a conservar los dólares principalmente por razones precautorias (ver gráfica 1).

La semielasticidad de la tasa de interés con respecto a la demanda de dinero es baja y tiene una baja variabilidad entre países. La reacción de la demanda de dinero a los cambios en la tasa de interés podría ser relativamente similar dentro de los países. Ante la concepción de una unión monetaria de los países latinoamericanos, una tasa de interés meta podría funcionar como objetivo operativo, tal como sucede en muchos países desarrollados (ver gráfica 2).

En realidad, Walsh (2010) presenta y analiza los valores previamente estimados en la bibliografía para los parámetros de la demanda de dinero.²⁶ Estos resultados están en línea con los descritos por Walsh.

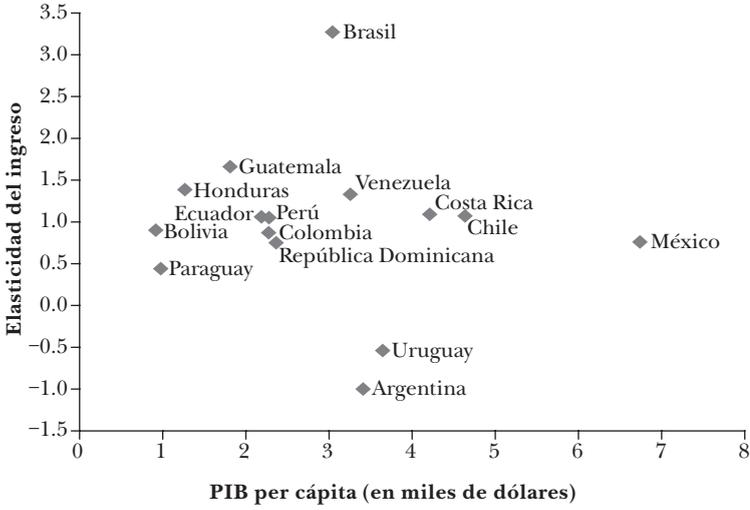
cercano a uno y una semielasticidad de la tasa de interés de -0.02 " (Mark y Sul, 2003, p. 679).

²⁵ El Banco Central Europeo tiene una meta operativa de agregado monetario, la cual difiere de otros bancos centrales con metas de inflación. Parte del argumento se basa en la demanda estable de dinero, como muestra Funke (2001). Ver Poole (1970) para más detalles.

²⁶ Ver Walsh (2010), p. 50-51.

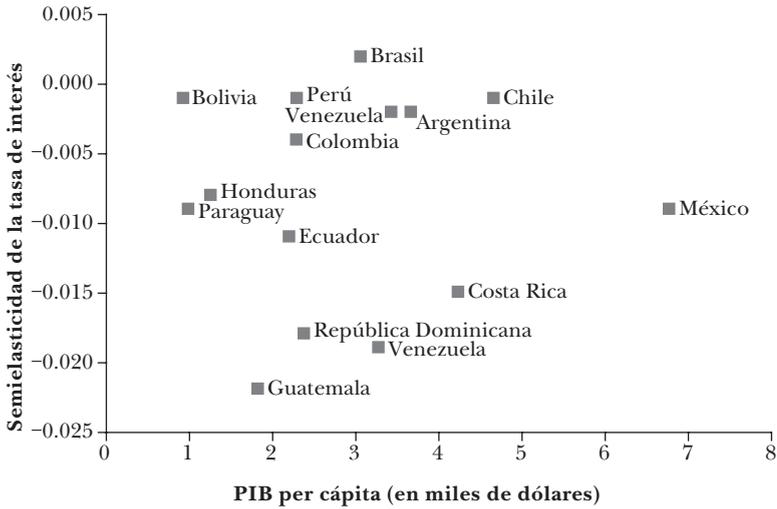
Gráfica 1

ELASTICIDAD DEL INGRESO DE LA DEMANDA DE DINERO



Gráfica 2

SEMIELASTICIDAD DE LA TASA DE INTERÉS DE LA DEMANDA DE DINERO



4.6 Un incremento de la oferta de dinero

En el siguiente ejercicio se estima el efecto de la expansión de la oferta de dinero sobre el producto, basado en la ecuación 12. En el corto plazo los precios son rígidos con lo cual la política monetaria tiene efectos sobre el producto. Con ello, tomando diferenciales,

$$14 \quad \Delta M = L_Y \Delta Y + L_r \Delta r,$$

donde L_Y puede aproximarse con la elasticidad del dinero con respecto al producto y L_r es la semielasticidad del dinero con respecto a la tasa de interés. Al reorganizar la ecuación 14, se obtiene la siguiente expresión,

$$15 \quad \frac{\Delta Y}{\Delta M} = \frac{1}{L_Y} - \frac{L_r}{L_Y} \frac{\Delta r}{\Delta M}.$$

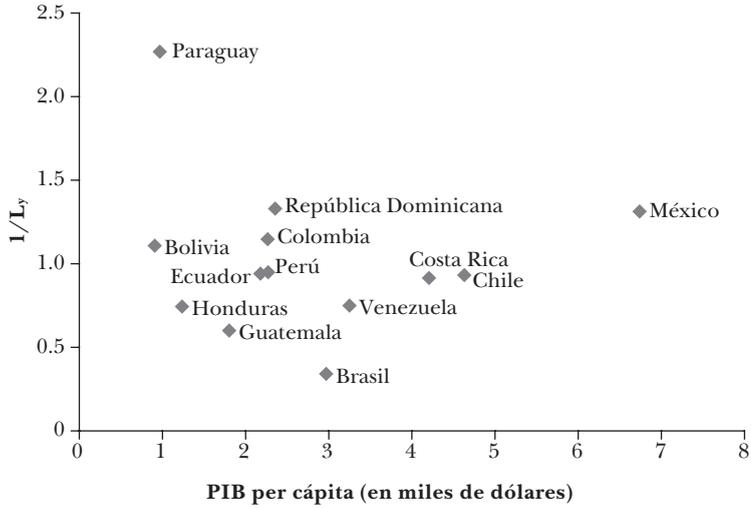
Como no se conoce el efecto total sobre r (la curva de IS no se considera para el análisis), sólo se puede inferir sobre el efecto directo/fijo de un alza del 1% en la oferta de dinero sobre el producto (ver gráfica 3) y el efecto indirecto/parcial derivado de los movimientos en la tasa de interés, dado el efecto del aumento en la oferta de dinero sobre el producto (ver gráfica 4).

Un resultado interesante es que por ejemplo Paraguay, un país con PIB per cápita bajo, tiene mejores oportunidades de aumentar el producto con una expansión monetaria. Colombia y Bolivia son también casos interesantes, ya que las alzas de un 1% en la oferta de dinero aumentarían el producto en más de un 1 por ciento.

Este análisis aún no está terminado. A fin de estimar el efecto total sobre el producto, también se necesita estimar la curva de IS. Por otra parte, se tiene un coeficiente que mide los efectos de la baja de la tasa de interés, dada la expansión del 1% en la oferta de dinero, implícita en la curva de LM. Si bien es cierto que es la interacción ente la IS y la LM lo que daría el nivel final de la tasa de interés, esta es una aproximación razonable del efecto del un aumento en la cantidad de dinero sobre el producto. Si la curva IS es demasiado empinada, países como Guatemala y Venezuela tendrían menos efectos expansivos.

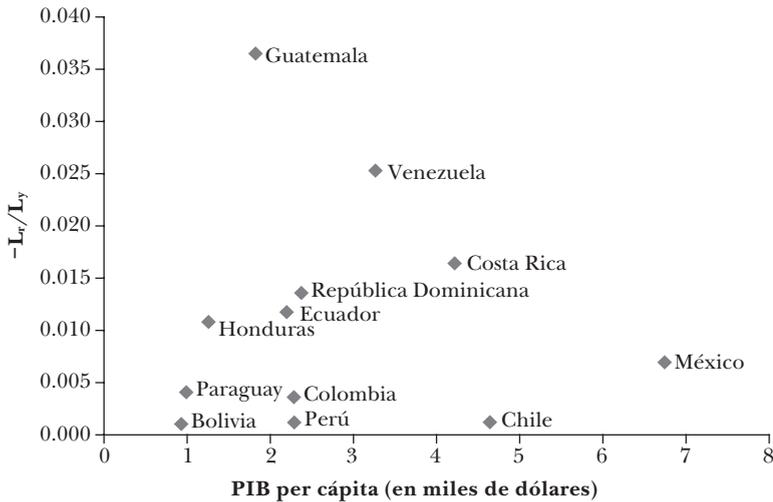
Gráfica 3

EFFECTO FIJO DE UN AUMENTO DE UN 1% EN LA OFERTA DE DINERO SOBRE EL PRODUCTO: EFECTO DIRECTO DEL DINERO



Gráfica 4

EFFECTO PARCIAL DEL AUMENTO DE UN 1% EN LA OFERTA DE DINERO SOBRE EL PRODUCTO: EFECTO INDIRECTO DE LA TASA DE INTERÉS



5. CONCLUSIONES

La combinación de datos de países de una región en un panel ayuda a obtener estimaciones relativamente más precisas y estables de las elasticidades que gobiernan a la demanda de dinero. En ese sentido, el enfoque de cointegración de panel parece ser la técnica más adecuada. En este trabajo se utiliza el método FMOLS para paneles para estimar la demanda de dinero a largo plazo para 15 países de América Latina. Las estimaciones globales para este grupo de países indican una elasticidad de la demanda de dinero con respecto al ingreso de 0.94 y una semielasticidad con respecto a la tasa de interés de -0.01 .

Estos resultados son congruentes con el enfoque de LM, el cual anticipa valores positivos para la demanda de dinero para la elasticidad del ingreso de la demanda de dinero (para transacciones) y valores negativos para la semielasticidad de la tasa de interés de la demanda de dinero (por especulación/precaución). Si bien algunos países tienen el signo negativo en sus estimadores, esos casos parecen ser estadísticamente no significativos.

En cuanto a los valores estimados, el parámetro ligeramente por debajo de uno implica que hay economías de escala en la gestión del dinero. Este resultado es compatible con un proceso lento de *desdolarización* que a su vez es el resultado de las exitosas experiencias de muchos bancos centrales de América Latina en el control de los procesos de alta inflación, situación que fue un problema crítico hacia fines de los años ochenta.

Otro resultado interesante es la baja variabilidad en la demanda de dinero frente a los cambios en la tasa de interés entre países. Además, el bajo nivel del parámetro es compatible con el bajo costo de oportunidad de mantener dinero.

Finalmente, se presenta un ejercicio de equilibrio parcial en el cual se estiman los efectos de un alza en la oferta de dinero de un 1% sobre el producto. En la mayoría de los casos, el efecto directo implica un alza menor en el producto.

Un punto que queda pendiente en agenda refiere a cerrar el ejercicio de equilibrio parcial mediante la estimación conjunta

de la curva de IS. Como sugiere Kumar (2011), se podrían tener resultados aún más precisos si se toma en cuenta los quiebres estructurales capturados mediante eventos exógenos que a afectar la demanda de dinero.

A. ANEXO TÉCNICO

A.1 Siete estadísticos de cointegración de panel

1) Estadístico v para panel (no paramétrico)

$$16 \quad T^2 N^{3/2} Z_{\hat{v}_{N,T}} \equiv T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1}.$$

2) Estadístico ρ para panel

$$17 \quad T\sqrt{N} Z_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv T\sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i).$$

3) Estadístico t para panel (no paramétrico)

$$18 \quad Z_{t_{N,T}} \equiv \left(\hat{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i).$$

4) Estadístico t para panel (paramétrico)

$$19 \quad Z_{t_{N,T}}^* \equiv \left(\hat{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*).$$

5) Estadístico ρ de grupo

$$20 \quad TN^{1/2} \tilde{Z}_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv TN^{1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i).$$

6) Estadístico t de grupo (no paramétrico)

$$21 \quad N^{1/2} \tilde{Z}_{t_{N,T}} \equiv N^{1/2} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i).$$

7) Estadístico t de grupo (paramétrico)

$$\mathbf{22} \quad N^{-1/2} \mathbf{Z}_{N,T}^* \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t}^*$$

donde,

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s}, \hat{s}_i^2 \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2, \hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i,$$

$$\sigma_{N,T}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N L_{11i}^{-2} \sigma_i^2,$$

$$s_i^{*2} \equiv \frac{1}{t} \sum_{t=1}^T \mu_{i,t}^{*2}, \tilde{s}_{N,T}^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N s_i^{*2},$$

$$L_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \eta_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \eta_{i,t} \eta_{i,t-s},$$

y donde los residuos $\hat{\mu}_{i,t}$, $\hat{\mu}_{i,t}^*$ y $\hat{\eta}_{i,t}$ se obtienen a partir de las siguientes regresiones:

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t},$$

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{i,k} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{\mu}_{i,t}^*,$$

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta x_{mi,t} + \hat{\eta}_{i,t}.$$

Ver Pedroni (1999, pp. 660-661) para más detalles.

A.2 Covarianza a largo plazo²⁷

Tomado de Pedroni (2001, p. 728).

Dejemos que $\varepsilon_{it} = (\hat{u}_{it}, \Delta \ln Y_{it})'$ sea un vector estacionario que consiste en la estimación de los residuos a partir de la regresión de cointegración y de las diferencias en $\ln Y$.

Dejemos que $\Omega_i \equiv \lim_{T \rightarrow \infty} E \left[T^{-1} \left(\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \right) \left(\sum_{t=1}^T \varepsilon'_{it} \right) \right]$ sea la covarianza de largo plazo para este proceso de vectores. Puede descomponerse como $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$ donde Ω_i^0 es la covarianza contemporánea y Γ_i es la suma ponderada de autocovarianzas.

Este procedimiento es el mismo para el caso de r .

Para más detalles, ver Pedroni (2002).

Bibliografía

- Álvarez, Fernando, Andrew Atkeson y Chris Edmond (2003), *On the Sluggish Response of Prices to Money in an Inventory-theoretic Model of Money Demand*, NBER Working Papers, núm. 10016, octubre, <DOI:10.3386/w10016>.
- Ball, Laurence (2001), "Another Look at Long-run Money Demand", *Journal of Monetary Economics*, vol. 47, núm. 1, febrero, pp. 31-44, <DOI: 10.1016/S0304-3932(00)00043-X>.
- Bénassy, Jean-Pascal (2007), "IS-LM and the Multiplier: A Dynamic General Equilibrium Model", *Economics Letters*, vol. 96, núm. 2, pp. 189-195, <DOI: 10.1016/j.econlet.2006.12.028>.
- Bordo, Michael D., y Anna J. Schwartz (2003), *IS-LM and Monetarism*, NBER Working Papers, núm. 9713, mayo, <DOI: 10.3386/w9713>.
- Calza, Alessandro, Dieter Gerdesmeier y Joaquim Levy (2001), *Euro Area Money Demand: Measuring the Opportunity Costs Appropriately*, IMF Working Papers, núm. WP/01/179, noviembre.

²⁷ Esta sección se basa en Pedroni (2001, p. 728).

- Casares, Miguel, y Bennett T. McCallum (2006), “An Optimizing IS-LM Framework with Endogenous Investment”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 28, núm. 4, pp. 621-644, <DOI: 10.1016/j.jmacro.2004.11.005>.
- Clarida, Richard, Jordi Galí y Mark Gertler (1999), “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, vol. 37, núm. 4, pp. 1661-1707.
- Darrata, Ali F., y Saif S. Al-Sowaidib (2009), “Financial Progress and the Stability of Long-run Money Demand: Implications for the Conduct of Monetary Policy in Emerging Economies”, *Review of Financial Economics*, vol. 18, núm. 3, agosto, pp. 124-131, <DOI: 10.1016/j.rfe.2009.04.003>.
- Friedman, Benjamin (2003), *The LM Curve: A Not-so-fond Farewell*, NBER Working Papers, núm. 10123, noviembre, <DOI: 10.3386/w10123>.
- Funke, Michael (2001), “Money Demand in Euroland”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, núm. 5, octubre, pp. 701-713, <DOI: 10.1016/S0261-5606(01)00017-1>.
- Harris, Richard, y Robert Sollis (2003), *Applied Time Series: Modelling and Forecasting*, vol. 1, John Wiley and Sons.
- Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran y Yongcheol Shin (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, vol. 115, núm. 1, julio, pp. 53-74, <DOI: 10.1016/S0304-4076(03)00092-7>.
- Ireland, Peter N. (2004), “Money’s Role in the Monetary Business Cycle”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 36, núm. 6, diciembre, pp. 969-983.
- Ireland, Peter N. (2015), “Comment on: *On the Stability of Money Demand* by Robert E. Lucas Jr. and Juan Pablo Nicolini”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 73, núm. 1, abril, pp. 66-69, <DOI: 10.1016/j.jmoneco.2015.03.004>.
- Kumar, Saten (2011), “Financial Reforms and Money Demand: Evidence from 20 Developing Countries”, *Economic Systems*, vol. 35, núm. 3, septiembre, pp. 323-334, <DOI: 10.1016/j.ecosys.2010.09.002>.
- Leeper, Eric M., y Jennifer E. Roush (2003), *Putting “M” Back in Monetary Policy*, NBER Working Papers, núm. 9552, marzo, <DOI: 10.3386/w9552>.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin y Chia-Shang James Chu (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties”, *Journal of Econometrics*, vol. 108, núm. 1, mayo, pp. 1-24, <DOI: 10.1016/S0304-4076(01)00098-7>.

- Lucas Jr., Robert E., y Juan Pablo Nicolini (2015), “On the Stability of Money Demand”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 73, julio, pp. 48-65, <DOI: 10.1016/j.jmoneco.2015.03.005>.
- Mark, N. C., y D. Sul (2003), “Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, núm. 5, pp. 655-680.
- Pedroni, Peter (1999), “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, núm. S1, noviembre, pp. 653-670, <DOI: 10.1111/1468-0084.0610s1653>.
- Pedroni, Peter (2001), “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 83, núm. 4, noviembre, pp. 727-731.
- Pedroni, Peter (2002), “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels”, en Badi H. Baltagi (ed.), *Recent Developments in the Econometrics of Panel Data*, vol. 1, Edward Elgar Academic Publications, capítulo 20, pp. 424-461.
- Poole, William (1970), “Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, núm. 2, pp. 197-216, <DOI: 10.2307/1883009>.
- Walsh, Carl E. (2010), *Monetary Theory and Policy*, tercera edición, vol. 1, MIT Press Books.