

Hermilson Velásquez¹

Francisco Zuluaga Díaz²

- **Resumen.** La construcción de modelos que contribuyan a la explicación del comportamiento de la demanda de dinero son aportes importantes para el análisis económico, ya que ellos pueden explicar el comportamiento de la tasa de inflación así como también de la tasa de interés, variables fundamentales para el manejo de política económica. En este trabajo, se utilizan diferentes especificaciones de modelos de datos de panel para explicar el comportamiento de la demanda de dinero al nivel de la firma, así como también detectar la posible presencia de economías de escala.

Palabras clave: Datos de Panel, Elasticidades de Escala, Método Generalizado de los Momentos (GMM), Primeras Diferencias, Desviaciones Ortogonales, Demanda de Dinero, Economías de Escala.

Clasificación JEL: C23, C33.

- **Abstract.** The construction of models that contribute to the explanation of the money demand are important for the economic analysis because they can explain the behaviour of the inflation and interest rates, which are fundamental variables for the economic policy management. In this paper, we use different specifications of panel data models to explain the behaviour of the money demand at the firm level, as well as to detect the possible presence of economies of scale.

Key words: Panel Data, Elasticities of Scale, Generalized Method of Moments, First Differences, Orthogonal Deviations, Money Demand, Economies of Scale.

JEL Classification: C23, C33.

¹ Profesor del Departamento de Ciencias Básicas de la Universidad Eafit.

² Profesor del Programa de Ingeniería Financiera de la Universidad de Medellín.

Demanda de dinero al nivel de la firma: el caso colombiano

*Hermilson Velásquez
Francisco Zuluaga Díaz*

1. Introducción

El conocimiento del comportamiento de la demanda de dinero se constituye en un factor relevante para tratar de predecir y explicar el comportamiento de la tasa de inflación y la tasa de interés. Como se menciona en [11] y [12] este conocimiento es importante para comprender cómo y por qué el dinero es parte fundamental en las transacciones que se realizan en los mercados.

Un aspecto crucial en relación con la estimación de la demanda de dinero y en el que se centra este trabajo, es el cálculo de la elasticidad de escala (Véase ecuación 1.7), en relación a esta elasticidad se pretende probar la hipótesis de que ésta sea menor que uno, fenómeno conocido como economías de escala. Probar esta hipótesis es relevante dado que es el resultado de una gran variedad de modelos de manejo de efectivo tradicionales en la literatura macroeconómica, tales como el de Baumol y Tobin (1956) el cual predice una elasticidad de escala de 0.5 y el de Miller y Orr (1966) el cual predice economías de escala en la tendencia de dinero con un valor de esta elasticidad inferior a uno y no necesariamente igual a 0.5.

Otro aspecto por el cual es importante probar esta hipótesis es el hecho, que dado que el dinero opera como un instrumento fiscal a través del señoreaje (Capacidad que tiene el Estado para crear dinero y, por tanto, obtener ingresos a través del impuesto inflacionario), impuesto que puede imponer una carga considerable sobre la economía cuando el crecimiento monetario es relativamente lento. Estimaciones del grado de economías de escala son necesarias para determinar el uso social óptimo de este instrumento fiscal, dado que, si se presentan economías de escala, la base gravable (saldos monetarios reales) cada vez será menor y, por consiguiente, para poder seguir sosteniendo un financiamiento

adecuado del déficit fiscal, se haría necesario incrementar el tipo impositivo (con todas las consecuencias adversas que conllevaría), o buscar una fuente alternativa de financiación tal como la emisión de deuda pública, generando efectos de desplazamiento en la inversión privada.

Para probar la anterior hipótesis utilizaremos la metodología de datos de panel, dado que el costo de manejar efectivo difiere a través de los agentes de acuerdo a su sofisticación financiera, al costo de oportunidad de no tener liquidez, y a la dificultad para acceder al mercado de capitales.

Capturar de manera directa las diferencias que se presentan en el comportamiento de los agentes, así como problemas que posiblemente se presenten debido a la posible correlación entre la innovación financiera y las variables de escala hace necesario la utilización de modelos de datos de panel.

Inicialmente se presentan los fundamentos teóricos que sirven de soporte para el desarrollo del trabajo empírico contenido en esta propuesta, el cual estará centrado en la Economía Colombiana

1.1. La función de producción final

La producción es la actividad base de todas las firmas, estas requieren de factores de producción que son rentados en los mercados y transformados en productos. Este proceso se puede representar de manera formal, a través de una función de producción.

$$y_{it} = f(x_{it}, T_{it}, \lambda) \quad (1.1).$$

Donde:

x_{it} : es un vector compuesto por J factores de producción.

T_{it} : representa el número de servicios de transacción usados en el periodo t .

y_{it} : representa la producción de la firma i en el periodo t . Se supone que y_{it} es continua, no decreciente en x_{it} (un incremento en x_{it} dejará como mínimo inalterada la producción), creciente en lo cual implica que ante un incremento en T_{it} la producción aumentará (Producto Marginal de T_{it} positivo).

λ : es un parámetro de la función de producción, que se asume constante a través del tiempo e idéntico para todas las firmas, el cual mide la importancia de los servicios de transacción en la función de producción.

1.2. La producción de servicios de transacción

Los servicios de transacción, en particular, son producidos con dinero. La función de servicios de producción depende de la cantidad de dinero de la firma, del grado de sofisticación de la firma y de los factores de producción involucrados en el proceso.

Definiendo las variables:

T_{it} : Función de producción de servicios de transacción.

m_{it} : Cantidad real de dinero poseída por la firma en el período.

A_{it} : Grado de sofisticación financiera de la firma en el período.

La función servicios de producción se puede presentar de manera implícita por:

$$T_{it} = \phi(m_{it}, x_{it}, A_{it}) \quad (1.2).$$

Se supone que T_{it} es continua, estrictamente creciente en A y m y no decreciente en x_{it} .

1.3. Minimización de los costos

Todo problema de elección de recursos, parte del supuesto de escasez, lo que inmediatamente condiciona a los agentes económicos a tomar decisiones que estén enmarcadas en un contexto optimizador. Por lo tanto se asume que los agentes eligen la cantidad de dinero (m_{it}) y de los otros factores de producción (x_{it}), para el período t , que minimizan el costo de alquiler r_{it} de producir y_{it} unidades, que es

$$y_{it} = f(x_{it}, \phi(m_{it}, x_{it}, A_{it}), \lambda).$$

Si:

q_{it} : es un vector columna de precios de alquiler.

R_{it} : es la tasa de interés nominal.

El costo de alquiler r_{it} está dado por:

$$r_{it} = q_{it}'x_{it} + R_{it}m_{it} \quad (1.3)$$

La inclusión de $R_{it}m_{it}$ en (1.3), se debe, a que se considera el dinero como un factor “alquilado”, a un precio que es igual a la tasa de interés nominal, lo que se justifica en que existe un activo alternativo que paga intereses a la tasa R_{it} y que no entra en la producción de servicios de transacción.

Denotando por $\Omega(y_{it}, R_{it}, q_{it}, A_{it}, \lambda)$ el costo mínimo de obtener y_{it} unidades de producción. El problema de optimización que permite obtener $\Omega(y_{it}, R_{it}, q_{it}, A_{it}, \lambda)$ es

$$\begin{aligned} \Omega(y_{it}, R_{it}, q_{it}, A_{it}, \lambda) &= \min_{x_{it}, m_{it}} (q_{it}'x_{it} + R_{it}m_{it}) \\ \text{Sujeto a} \quad y_{it} &= f(x_{it}, \phi(m_{it}, x_{it}, A_{it}), \lambda) \end{aligned} \quad (4)$$

La función de costos $\Omega(y_{it}, R_{it}, q_{it}, A_{it}, \lambda)$ es homogénea de grado uno en q_{it} y (es decir si se duplican q_{it} y R_{it} los costos mínimos se duplicarán), creciente en y_{it} , no decreciente en cada uno de los J precios de alquiler, no decreciente en R_{it} , continua y cóncava en q_{it} y R_{it} . Se asume que todos los precios de alquiler son estrictamente positivos.

Finalmente, se supone que la elasticidad de la producción con respecto a los servicios de transacción evaluada en el valor de los factores que minimizan los

costos tiende a cero, cuando λ tiende a cero, esto es $\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{\partial \log y_{it}}{\partial \log T_{it}} \Big|_{m_{it}^*, x_{it}^*} = 0$.

Supuesto que se explica en que cuando el peso de los servicios de transacción en la función de producción sea nulo, es de esperar que la elasticidad producto-servicios de transacción tienda a cero. Por último, se supone que los rendimientos a escala de la función de producción de los servicios de transacción son acotados para cualquier valor positivo de x_{it} y m_{it} .

1.4. La demanda de dinero

La cantidad demandada de dinero m_{it} y de los otros factores que minimizan los costos que están en incluidos x_{it} son funciones de y_{it} , R_{it} , q_{it} , y A_{it} . Se define la Demanda Hicksiana, o demanda condicionada o demanda derivada para m_{it} , como

$$m_{it} = L(y_{it}, R_{it}, q_{it}, A_{it}) = \frac{\partial \Omega(y_{it}, R_{it}, q_{it}, A_{it})}{\partial R_{it}} \quad (1.5)$$

Dos supuestos son importantes para derivar algunas de las propiedades de la función de demanda de dinero:

- $\frac{\partial \Omega}{\partial A_{it}} < 0$, lo que implica que la función de costos es decreciente en el nivel de tecnología financiera, es decir, a medida que incrementa el grado de sofisticación financiera las firmas demandan menos dinero y, por lo tanto, el costo mínimo será menor.
- El costo relativo de la producción de servicios de transacción tiende a cero cuando λ tiende a cero, supuesto igualmente sustentado por el peso que pueden tener los servicios de transacción dentro de la función de producción.

Además la demanda condicionada por dinero será no creciente en la tasa de interés nominal, esto es

$$\frac{\partial L(y_{it}, R_{it}, q_{it}, A_{it})}{\partial R_{it}} < 0 \quad (1.6)$$

Es decir, un incremento en la tasa de interés aumenta el costo de oportunidad de tener dinero en relación con otros activos financieros, lo cual reducirá su demanda.

Por último la elasticidad producto de la demanda de dinero estará dada por

$$\beta_L = \frac{\partial L(y_{it}, R_{it}, q_{it}, A_{it})}{\partial y_{it}} \frac{y_{it}}{m_{it}} \quad (1.7)$$

De esta manera si se considera un conjunto de firmas, donde y_{it} representa las ventas de la firma i en el periodo t y x_{it} un vector de factores de producción, tales como capital y trabajo, se puede pensar que el coeficiente de una regresión del logaritmo de los saldos monetarios reales en función del logaritmo de las ventas es un estimador para β_L .

Considérese la siguiente función de producción final

$$y_{it} = \left[(1-\lambda) F_{it} (x_{it})^{\frac{\mu-c}{\mu}} + \lambda \left(\frac{\mu-c}{\mu-1} \right) T_{it}^{\frac{\mu-1}{\mu}} \right]^{\frac{\mu}{\mu-c}} \quad (1.8)$$

Con una función de servicios de transacción del tipo Cobb-Douglas

$$T_{it} = A_{it} m_{it}^a \ell_{it}^b \quad (1.9)$$

Donde:

a y b : Parámetros que determinan la participación relativa de los factores productivos en la producción de servicios de transacción, los cuales son positivos.

x_{it} : factor de producción compuesto.

ℓ_{it} : trabajo empleado en los servicios de transacción,

m_{it} : demanda de dinero real

A_{it} : grado de sofisticación financiera de la firma

μ : elasticidad de sustitución entre el factor de producción compuesto y los servicios de transacción.

c : parámetro que determina la elasticidad escala de la demanda de dinero.

Si $\mu = 0$ (indicando que el grado de sustitución entre el factores de producción compuesto y los servicios de transacción es cero), (1.8) la podemos representar como una función de producción de Leontief.

$$y_{it} = \min \left\{ F_{it} (x_{it}), T_{it}^{\frac{1}{c}} \right\} \quad (1.10)$$

El objetivo de la firma consistirá en

$$\min_{x_{it}, \ell_{it}, m_{it}} p_{it} x_{it} + w_{it} \ell_{it} + R_{it} m_{it}$$

$$\text{Sujeto a } y_{it} = \min \left\{ F_{it}(x_{it}), T_{it}^c \right\}$$

p_{it} : precio del factor de producción compuesto,

R_{it} : costo de oportunidad nominal del dinero,

w_{it} : salario de los trabajadores involucrados en la producción de servicios de transacción. De la función de producción de Leontief se desprende que, si $F_{it}(x_{it})$ es el mínimo para y_{it} , entonces $y_{it} = F(x_{it})$ y $x_{it} = F_{it}^{-1}(y_{it})$. Si T_{it}^c es el mínimo para y_{it} , entonces $y_{it}^c = T_{it}$, $y_{it}^c = A_{it} m_{it}^b \ell_{it}^{\frac{1}{b}}$, $\ell_{it} = y_{it}^{\frac{c}{b}} A_{it}^{\frac{1}{b}} m_{it}^{\frac{a}{b}}$. Lo anterior permite reescribir el problema de minimización de los costos así

$$\min_{m_{it}} \{ p_{it} F^{-1}(y_{it}) + R_{it} m_{it} + (y_{it}^{\frac{c}{b}} A_{it}^{\frac{1}{b}} m_{it}^{\frac{a}{b}}) w_{it} \} \quad (1.11)$$

La condición de primer orden de este problema es:

$$\frac{\partial r_{it}}{\partial m_{it}} = R_{it} - \frac{a}{b} y_{it}^{\frac{c}{b}} A_{it}^{\frac{1}{b}} m_{it}^{\frac{a}{b} - 1} w_{it} = 0 \quad (1.12)$$

Donde la función objetivo está dada por el costo de alquiler $r_{it} = p_{it} F^{-1}(y_{it}) + R_{it} m_{it} + (y_{it}^{\frac{c}{b}} A_{it}^{\frac{1}{b}} m_{it}^{\frac{a}{b}}) w_{it}$. Despejando m_{it} de (1.12) se obtiene la función de demanda de dinero

$$m_{it} = \left[\left(\frac{R_{it}}{w_{it}} \right) \left(\frac{b}{a} \right) A_{it}^{\frac{1}{b}} y_{it}^{\frac{c}{b}} \right]^{-\frac{b}{a+b}} \quad (1.13)$$

Y tomando logaritmos a ambos lados de (1.13) se tiene la ecuación que servirá de referente para el proceso de estimación

$$\log(m_{it}) = \frac{c}{a+b} \log(y_{it}) - \frac{b}{a+b} \log(R_{it}) + \frac{b}{a+b} \log(w_{it}) - \frac{b}{a+b} \log\left(\frac{b}{a} A_{it}^{\frac{1}{b}}\right) \quad (1.14)$$

Donde $\frac{c}{a+b}$ representa la elasticidad de escala, si $\frac{c}{a+b} < 1$ existen economías de escala en la tenencia de dinero, lo que implica que las firmas con grandes ventas mantienen proporcionalmente menos dinero que aquellas que tienen pocas ventas. La existencia de economías de escala significa que los servicios de transacción crecen más lentamente que las ventas. Aunque el dinero puede crecer más rápidamente que las transacciones, si los salarios están creciendo, lo cual se puede explicar calculando la tasa de crecimiento de los saldos monetarios reales en (1.14)

$$\frac{dm_{it}/dt}{m_{it}} = \frac{c}{a+b} \frac{dy_{it}/dt}{y_{it}} - \frac{b}{a+b} \frac{dR_{it}/dt}{R_{it}} + \frac{b}{a+b} \frac{dw_{it}/dt}{w_{it}} - \frac{1}{a+b} \frac{dA_{it}/dt}{A_{it}}$$

Asúmase que las ventas y los salarios crecen a la misma tasa g , es decir

$$\frac{dy_{it}/dt}{y_{it}} = \frac{dw_{it}/dt}{w_{it}} = g, \text{ y que } R_{it} \text{ y } A_{it} \text{ no crecen. Entonces la tasa de crecimiento}$$

de los saldos monetarios reales será igual a $\frac{dm_{it}/dt}{m_{it}} = \left[\frac{c}{a+b} + \frac{b}{a+b} \right] g$, de tal

manera, que si $\frac{c}{a+b} = 0.70$ y $\frac{b}{a+b} = 0.50$, $\frac{dm_{it}/dt}{m_{it}} = 1.20g$, es decir el crecimiento en los saldos monetarios reales será un 20% mayor que el de las ventas y de los salarios, aunque se presenten economías de escala. Este resultado será muy importante tenerlo presente, ya que, en proceso de estimación una de las variables omitidas serán los salarios reales.

2. Estimación de los modelos³

2.1. Los datos

La fuente de información utilizada es la base de datos de la Súper Intendencia de Sociedades (SuperSociedades), de la que se tomaron aquellas empresas que apareciesen durante todo el periodo de análisis, con información, como mínimo, para cuatro años en el período comprendido entre 1998-2003. Los sectores a los cuales pertenecen estas empresas son los siguientes: agropecuario, minería, industria, construcción, actividades financieras, comercio, transporte, telecomunicaciones, energía, salud y pensiones, educación y otros. Se obtuvo información para 3.029 empresas.

Definición de variables: Con el objetivo de estimar la elasticidad de escala, se considera como variable dependiente la variable dinero, la cual debe incluir cualquier medio de cambio negociable inmediatamente, ésta se construyó utilizando la suma de bancos, remesas en tránsito, cuentas de Ahorro y Fondos, y para la producción se utilizó como Proxy los ingresos operacionales, ambas variables fueron deflactadas por el IPP, base 1999.

2.2. El modelo⁴

La ecuación (1.14) es la base para el proceso de estimación; en este caso se omitirá R_{it} y w_{it} , dado que estas variables no están disponibles en la base de datos de Supersociedades, y también porque el interés principal consiste en estimar la elasticidad de escala.

2.3. El modelo estático

La especificación con las anteriores consideraciones queda:

$$\log(m_{it}) = \beta(t) \log(y_{it}) + \gamma_i + \eta_i + v_{it} \quad (1.15)$$

³ La metodología econométrica utilizada en este numeral está ampliamente detallada en [13].

⁴ En la estimación se utilizó el software Matemático Ox, específicamente el código DPD (DYNAMIC PANEL DATA) elaborado por Arellano, Bond y Doornik. El software y el código se pueden obtener gratuitamente para fines académicos en: [TUhttp://www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/index.html](http://www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/index.html)

$\beta(t) = \beta_1 + \beta_2 * t + \beta_3 * t^2$: Coeficiente de escala, el cual permite hacerle un seguimiento a los cambios en las economías de escala en el periodo muestral, en este caso $\beta_1 = \frac{c}{a+b}$ en (1.14).

El grado de sofisticación financiera A_{it} que aparece en (1.14), en (1.15) es descompuesto en tres términos:

γ_t : captura el efecto temporal generado por cambios en la tasa de interés agregada u otros agregados monetarios sobre la demanda de dinero para la firma i en el periodo t .

η_i : efecto firma y representará diferencias permanentes a través de las firmas en la producción de servicios de transacción.

v_{it} : representará el término de error.

$\log(m_{it})$: representa el logaritmo de los saldos monetarios reales de la firma i en el periodo t .

$\log(y_{it})$: es el logaritmo de los ingresos operacionales de la firma i en el periodo t .

Análisis a priori: De (1.14) y como a y b son positivos se desprende que $\frac{\partial \log(m_{it})}{\partial \log(A_{it})} = -\frac{1}{a+b} < 0$. Como m_{it} hace parte de la función de producción de servicios de transacción (véase ecuación (1.9)) y, a su vez, como T_{it} hace parte de la función de producción final (véase ecuación (1.8)), se esperaría que estuviese correlacionado negativamente con los ingresos operacionales.

Posiblemente se espera la presencia de economías de escala en la demanda de dinero, que se reflejara con un valor de la elasticidad escala $0 < \beta_1 < 1$. En relación a β_2 y β_3 , se esperaría que sean muy cercanos a cero lo que implicará que la elasticidad escala decrezca en el tiempo.

Análisis de resultados:

Los resultados obtenidos en el código DPD para el modelo estático

$$\log(m_{it}) = \beta(t) \log(y_{it}) + \gamma_t + \eta_i + v_{it}$$

Se presentan en la tabla 1.1. Como puede observarse en las primeras tres filas de esta tabla, la elasticidad de escala obtenida por diferentes métodos decrece en el tiempo, para la estimación OLS pasa de 0.7228 a -0.004. Esta disminución en la elasticidad de escala puede ser explicada por la posible presentación de innovaciones financieras durante el periodo de estudio

En [13] (capítulo 2, ecuación 2.64) se demuestra que si existe una correlación negativa entre η_i y y_{it} , las estimaciones OLS darán lugar a un sesgo negativo, el cual puede ser eliminado aplicando primeras diferencias o desviaciones ortogonales. Al comparar OLS en niveles con desviaciones ortogonales se puede observar que existe un sesgo de heterogeneidad positivo, dado que el estimador OLS en niveles resulta ser mayor que el estimador de OLS en desviaciones ortogonales, concretamente $\hat{\beta}_{1,OLSN} = 0.728$ y $\hat{\beta}_{1,OLSD} = 0.368$, debido a que el efecto firma refleja principalmente diferencias en los salarios, los cuales se han omitido (véase explicación de la ecuación 1.14).

Como se demuestra en [13] (capítulo 2 ecuación 2.66), las primeras diferencias pueden generar mayores problemas con el sesgo originado por el error de medición y al observar un sesgo negativo de diferente magnitud entre los estimadores en primeras diferencias y desviaciones ortogonales se puede intuir la posible presencia de errores de medición en los ingresos operacionales. Lo anterior se refleja en el coeficiente obtenido por OLS en primeras diferencias $\hat{\beta}_{1,OLSP} = 0.221$, que resulta ser menor que el de desviaciones ortogonales $\hat{\beta}_{1,OLSD} = 0.368$.

La columna 4 presenta estimaciones para los parámetros de la ecuación (1.68) de [13]. En el caso de no existir errores de medición, éste debería coincidir con OLS en desviaciones ortogonales y en primeras diferencias, como se refleja en el reporte, el test de Sargan⁵ cuya hipótesis nula plantea la validez de los

⁵ El test de sobreidentificación de haussman (Hansen 1982) permite determinar la validez de los instrumentos utilizados en el proceso de estimación, en el caso de la estimación en dos etapas el test estará dado por:

instrumentos utilizados muestra evidencia para no aceptarla, como se refleja en el valor p-value= 0 para el estadístico de contraste.

La columna 5 presenta la estimación GMM en primeras diferencias, utilizando instrumentos para capturar los errores de medición, en los ingresos operacionales, tal como se muestra en [13], como se aprecia, la estimación GMM para el modelo con errores de medición es $\hat{\beta}_{1,GMMPE} = 0.233$, el cual no difiere significativamente del modelo en primeras diferencias sin errores de medición ($\hat{\beta}_{1,GMMP} = 0.247$), en este caso el test de Sargan muestra evidencia contra la validez de las restricciones de sobreidentificación.

La columna 6 presenta estimativos GMM en niveles utilizando instrumentos para capturar los errores de medición en los ingresos, siendo el coeficiente encontrado para los ingresos, $\hat{\beta}_{1,GMMNE} = 0.794$ muy cercano al de OLS, $\hat{\beta}_{1,OLSN} = 0.728$, sugiriendo que el sesgo generado por el error de medición no es tan importante como en la estimación en primeras diferencias, en este caso el test de Sargan tampoco resulta ser no significativo, lo que puede ser interpretado como un rechazo de la hipótesis nula de falta de correlación entre los ingresos y el efecto firma.

Para detectar problemas de correlacion serial se utilizó el test AR(2), el cual es un test para contrastar la hipótesis de inexistencia correlación serial de orden dos para el término de error de la ecuación en primeras diferencias. En todos los casos, se confirma la presencia de correlación serial de primer orden en los errores del modelo original en niveles⁶ (p-value= 0).

$s = \hat{v}_2^* Z \left(\sum_{i=1}^N Z_i' \hat{v}_i^* \hat{v}_i^* Z_i \right) Z' \hat{v}_2^* \xrightarrow{d} \chi_{r-k}^2$, donde $\hat{v}_2^* = y^* - X^* \hat{\beta}$, y $\hat{\beta}$ es un estimador de dos etapas de β para un Z dado. Para el caso de la estimación en una etapa bajo la hipótesis nula de la validez de los instrumentos, el test de Sargan toma la siguiente forma:

$s_1 = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \hat{v}_1^* Z \left(\sum_{i=1}^N Z_i' K K' Z_i \right)^{-1} Z' \hat{v}_1^*$, donde \hat{v}_1^* son los residuales de una etapa, el cual sólo tendrá una distribución χ^2 si los errores son *i.i.d.*

⁶ Si los errores en niveles son serialmente independientes, en primeras diferencias presentarán correlación serial de orden 1, pero no de orden 2. En [6] se desarrolla un test formal conocido como el estadístico $m_j \xrightarrow{d} N(0,1)$, bajo la hipótesis nula de no correlación serial. Este estadístico es calculado de los residuales en primeras diferencias, exceptuando cuando la estimación es en niveles. El estadístico m_j está basado en la autocovarianza

El test de Sargan el cual al no ser significativo en la columnas 4 y 5 (p-value= 0) puede interpretarse como un rechazo de la hipótesis de la exogeneidad estricta de los ingresos con respecto a los shocks en la tenencia de dinero.

El test de Wald⁷ utilizado para el análisis de significancia conjunta , el cual en todos los casos tuvo asociado un p-value= 0, implicando esto con un nivel de significancia de 0.05 que en todas la estimación los variables de estudio resultaron ser significativas conjuntamente

El análisis anterior permite intuir que los ingresos sean predeterminados o endógenos debido a la posible existencia de feedback o simultaneidad de shocks tecnológicos, lo que nos lleva a utilizar un modelo que capture esta dinámica introduciendo dentro de las variables explicativas valores rezagados de la variable dependiente.

2.4. El modelo dinámico

La tabla 1.2 presenta los resultados de un modelo de ajuste parcial con feedback, cuya especificación general es:

$$\log(m_{it}) = \beta(t)\log(y_{it}) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \log(m_{i,t-j}) + \gamma_t + \eta_i + v_{it}$$

Donde:

p : representa el número de rezagos de la variable dependiente, que en este caso es igual a dos.

de orden j -ésimo promedio, r_j , la cual está dada por: $r_j = \frac{1}{T-3-j} \sum_{t=4+j}^T r_{jt}$, donde $r_{jt} = E(\Delta v_{it} \Delta v_{i,t-j})$. Bajo la hipótesis nula $H_0: r_j = 0$, el estadístico está dado es $m_j = \frac{\hat{r}_j}{se(\hat{r}_j)}$, donde \hat{r}_j es la contraparte muestral de r_j , basado en los residuales en primeras diferencias $\Delta \hat{v}_{it}$, y $\hat{r}_{ij} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \hat{v}_{it} \Delta \hat{v}_{i,t-j}$, $se(\hat{r}_j) = \left(\frac{V\hat{a}r(\hat{r}_j)}{N} \right)^{\frac{1}{2}}$ donde $V\hat{a}r(\hat{r}_j)$ es la varianza asintótica de \hat{r}_j .

⁷ El test de Wald Standard para probar r restricciones lineales de la forma $r(\beta_0) = 0$ es calculado como:

$Wald = r(\hat{\beta}) \left(R V\hat{a}r(\hat{\beta}) R \right)^{-1} r(\hat{\beta})$ donde, $R = \frac{\partial r(\beta)}{\partial \beta}$ el cual tiene una distribución χ^2 asintótica bajo la hipótesis nula.

La primera columna de la tabla 1.2 corresponde a las estimaciones para el modelo dinámico considerando errores de medición, para el caso en el cual los ingresos sean endógenos o predeterminados. En este caso el Test de Sargan valida las restricciones de sobreidentificación (p-value= 0.653).

En las columnas 2, 3 y 4 de la tabla 1.2 se presentan las estimaciones cuando no se consideran errores de medición en los ingresos. En la columna 2 se tratan los ingresos como una variable endógena dado que se utilizan como instrumentos ($\log y_{it}, \dots, \log y_{it-2}$), en la columna 3 como una variable predeterminada, al utilizar como instrumentos ($\log y_{i1}, \dots, \log y_{it-1}$) y en la columna 4 como una variable estrictamente exógena, siendo los instrumentos ($\log y_{i1}, \dots, \log y_{i,T}$). Aunque en la columna 3 y 4 el Test de Sargan no rechaza la validez de las restricciones (p-values= 0.126 y 0.196 respectivamente) estos p-values son muy inferiores al de las dos primeras columnas. Comparando el coeficiente asociado $\log y_{it}$ en las dos primeras columnas ($\hat{\beta}_{1,GMM} = 0.462$ y $\hat{\beta}_{1,GMMEnd} = 0.414$), el coeficiente de la columna 2 es inferior al de la columna uno, tal como se esperaría cuando se supone la existencia de errores de medición en las variables.

La última columna presenta estimaciones de un sistema GMM, combinado instrumentos en primeras diferencias y en niveles, información que sirve para contrastar la hipótesis de falta de correlación entre los ingresos y el efecto firma, el Test de Sargan (p-value= 0) rechaza contundentemente la hipótesis nula de ausencia de correlación.

Un elemento fundamental para utilizar del modelo dinámico tiene es el test AR(2). Como se puede observar en todas las estimaciones se obtuvo p-value > 0.05, lo que nos muestra evidencia a favor de la hipótesis nula de no correlación serial de orden uno en los errores del modelo original en niveles.

Tabla 1.1. Estimaciones de la demanda de dinero al nivel de la firma.
Modelo estático período muestral 1998-2003

	OLS Niveles	OLS Desviaciones ortogonales	OLS Primeras diferencias	GMM Primeras diferencias	GMM Primeras diferencias con errores	GMM Niveles con errores
Log y_{it}	0.728 (0.038)	0.368 (0.044)	0.221 (0.045)	0.247 (0.046)	0.233 (0.046)	0.794 (0.025)
Log $y_{it} * t$	0.034 (0.024)	0.017 (0.018)	0.027 (0.019)	0.049 (0.018)	0.054 (0.019)	0.007 (0.025)
Log $y_{it} * t^2$	-0.004 (0.003)	-0.0001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.005 (0.002)	-0.005 (0.002)	-0.001 (0.003)
Test de Wald Significancia Conjunta (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test de Wald Significancia Dummies (p-value)	0.000					
Test de Wald Significancia Dummies Temporales (p-value)	0.000	0.001	0.016	0.000	0.000	0.000
Test de Sargan (p-value)				0.000	0.000	0.000
Test AR (1) p-value	26.11 0.000	-20.10 0.000	-19.96 0.000	-19.99 0.000	-20.04 0.000	26.12 0.000
Test AR (2) p-value	23.20 0.000	-2.510 0.000	-2.371 0.000	-2.403 0.018	-2.415 0.000	23.35 0.016

Notas:

1. Errores standard en paréntesis robustos para heterocedasticidad.
2. Estimativos GMM en dos etapas.
3. OLS en niveles incluye dummies industria
5. Todos los estimativos incluyen dummies temporales
4. Instrumentos usados en la columna 4: $\log y_{i1}, \dots, \log y_{iT}$
5. Instrumentos usados en la columna 5: $\log y_{i1}, \dots, \log y_{i,t-2}, \log y_{i,t+1}, \dots, \log y_{iT}$
6. Instrumentos usados en la columna 6: $\log y_{i1}, \dots, \log y_{i,t-1}, \log y_{i,t+1}, \dots, \log y_{iT}$

Tabla 1.2. Estimaciones de la demanda de dinero al nivel de la firma.
Modelo dinámico período muestral 1998-2003

	GMM IO errores	GMM IO endógenos	GMM IO predeterminados	GMMIO estrictamente exógenos	Sistema GMM
Log y_{it}	0.462 (0.148)	0.414 (0.143)	0.502 (0.146)	0.444 (0.137)	0.624 (0.034)
Log $y_{it} * t$	-0.088 (0.061)	-0.072 (0.060)	-0.100 (0.061)	-0.088 (0.058)	-0.049 (0.075)
Log $y_{it} * t^2$	0.010 (0.061)	0.008 (0.006)	0.011 (0.006)	0.010 (0.006)	0.004 (0.008)
Log $m_{i,t-1}$	0.223 (0.034)	0.226 (0.034)	0.185 (0.032)	0.178 (0.030)	0.287 (0.034)
Log $m_{i,t-2}$	0.055 (0.020)	0.056 (0.020)	0.040 (0.019)	0.034 (0.018)	0.095 (0.021)
Test de Wald Significancia Conjunta (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test de Wald Significancia Dummies Temporales (p-value)	0.010	0.013	0.010	0.010	0.000
Test de Sargan (p-value)	0.653	0.699	0.126	0.196	0.000
Test AR (1) p-value	-14.38 0.000	-14.39 0.000	-14.26 0.000	-14.35 0.000	-14.95 0.000
Test AR (2) p-value	0.253 0.800	0.248 0.872	0.375 0.747	0.553 0.580	0.575 0.292
Notas: 1. Errores Standard en paréntesis robustos para heterocedasticidad 2. Estimativos en dos etapas 3. Estimativos GMM usando desviaciones ortogonales 4. Todos los estimativos incluyen dummies temporales 5. Instrumentos usados en la columna 1: $\log m_{i1}, \dots, \log m_{i,t-2}, \log y_{i1}, \dots, \log y_{i,t-4}$ 6. Instrumentos usados en la columna 2: $\log m_{i1}, \dots, \log m_{i,t-2}, \log y_{i1}, \dots, \log y_{i,t-2}$ 7. Instrumentos usados en la columna 3: $\log m_{i1}, \dots, \log m_{i,t-2}, \log y_{i1}, \dots, \log y_{i,t-1}$ 8. Instrumentos usados en la columna 4: $\log m_{i1}, \dots, \log m_{i,t-2}, \log y_{i1}, \dots, \log y_{i,t}$ 9. Instrumentos usados en la columna 5: $\log m_{i1}, \dots, \log m_{i,t-2}, \log y_{i1}, \dots, \log y_{i,t-2}$ Más para la ecuación en niveles					

3. Conclusiones

En este artículo se hizo una aplicación empírica estimando una función de demanda de dinero al nivel de la firma para el caso Colombiano donde se presentan las Bondades y dificultades de la utilización de datos de panel bajo diferentes supuestos de las variables explicativas en relación a la posible correlación con el término de error.

El objetivo central del trabajo era establecer la posible presencia de economías de escala en la demanda de dinero para las firmas colombianas, supuesto que fue validado con los resultados encontrados. La elasticidad de escala resulto significativa en todos los modelos considerados, para el modelo estático oscilo entre 0.221 y 0.794 y para el modelo dinámico entre 0.4114 y 0.624.

Adicionalmente se identifica una reducción de la elasticidad de escala para el periodo 1998-2003, periodo caracterizado posiblemente por innovaciones financieras crecientes en la economía colombiana, reflejando el hecho de que las innovaciones tienden a reducir la demanda de dinero.

Además otros elementos que pudieron afectar la reducción de la elasticidad de escala fueron el establecimiento del impuesto a las transacciones financieras que aun se mantiene vigente y, la recesión experimentada durante este periodo junto con las políticas de ajuste y ahorro adoptadas para este periodo.

Especial atención merece que, al considerar una especificación de un panel estático con supuesto de exogeneidad estricta y errores de medición en los ingresos operacionales, se rechazó la hipótesis nula de exogeneidad estricta y además los diferentes modelos presentaron problemas de correlación serial, poniendo en evidencia las limitantes de la modelación estática.

Por último especificación de un panel dinámico mostró sus ventajas frente al panel estático corrigiendo los problemas de correlación serial; además, con este modelo se comprobó la presencia de errores de medición y, a su vez, la naturaleza endógena los ingresos operacionales, poniendo en entredicho el supuesto de exogeneidad estricta del cual generalmente se hace uso en la modelación econométrica.

4. Referencias

- Arellano, M. y S. R. Bond. “*Some Test of Specification for panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*”, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297, 1991.
- Arellano, M., S.R. Bond, y J. Doornik. “*Panel Data Estimation using DPD for Ox*”, Nuffield College, Oxford, 2002.
- Arellano, M. y O. Bover. “*Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models*”, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51, 1995.
- Baltagi, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*, Second Edition, John Wiley, 2001.
- Bover, O. y N. Watson. “*Are There Economies of Scale in the Demand for Money by Firms? Some Panel Data Estimates*”, Working Paper 0008, Research Department, Bank of Spain, 2000.
- Blundell, R. y S. Bond. “*Initial Conditions and Moments Restrictions in Dynamic Panel Data Models*”, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143, 1998.
- Fujiki, H. y C.B Mulligan, “*Production, Financial Sophistication, and the Demand for Money by Households and Firms*”, *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 14, 65-101, 1996.
- Griliches, Z. y J. A. Hausman. “*Errors in Variables in Panel Data*”, *Journal of Econometrics*, 31, 93-118, 1986.
- Hansen, L.P. “*Large Sample properties of Generalized Method of Moments Estimators*”, *Econometría*, 50, 1029-1054, 1982.
- Hsiao, C. *Analysis of Panel Data*, Second Edition, Cambridge University Press, 2003.
- Mulligan, C.B. “*Scale Economies, the Value of Time, and the Demand for Money: Longitudinal Evidence from Firms*”, *Journal of Political Economy*, 105, 1061-1079, 1997.
- Mulligan, C.B. “*The Demand for Money by Firms: Some Additional Empirical Results*”, Discussion Paper 125, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1-52, 1997b.
- Zuluaga, D., Francisco. “*Econometría de Datos de Panel: Revisión y una Aplicación*”, Tesis de Maestría, Universidad Eafit, 2005.