

## Demanda de dinero transaccional en Colombia 1994(I)-2019(IV)

---

**Díaz Guzmán, Jedidia; Castellano Montiel, Alberto Gregorio**  
Demanda de dinero transaccional en Colombia 1994(I)-2019(IV)  
Revista de Ciencias Sociales (Ve), vol. XXVIII, núm. 1, 2022  
Universidad del Zulia, Venezuela  
Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28069961011>

## Demanda de dinero transaccional en Colombia 1994(I)-2019(IV)

Demand for transactional money in Colombia 1994(I)-2019(IV)

*Jedidia Díaz Guzmán*  
Universidad de Sucre, Colombia  
jedidiaguzman99@hotmail.com

Redalyc: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28069961011>

*Alberto Gregorio Castellano Montiel*  
Universidad de Sucre, Colombia  
alberto.castellano@unisucre.edu.co

Recepción: 30 Agosto 2021  
Aprobación: 16 Noviembre 2021

### RESUMEN:

El tema de demanda de dinero es concebido como uno de los principales problemas macroeconómicos, cuya resolución se lleva a cabo a través de la relación de variables que determinen el nivel de renta nacional, precios y tasas de crecimiento. Por tal motivo, la presente investigación tiene como objeto principal, analizar la relación del producto interno bruto, la tasa de interés y la innovación tecnológica en un modelo de demanda de dinero transaccional para Colombia en el período trimestral de 1994 a 2019. De esta manera, el trabajo abarca la teoría de la preferencia por la liquidez de Keynes (1936) y el modelo de tecnología de transacciones de Lucas (1994); las estimaciones se dan a través del procedimiento de cointegración de Johansen, el mecanismo del vector de corrección de errores y el análisis impulso-respuesta. La evidencia empírica sugiere que se cumple de forma plausible la teoría establecida, puesto que el producto interno bruto actúa como variable escala y la tasa de Interés como costo de oportunidad, y se evidencia que la variable de aproximación a la innovación tecnológica ejerce un efecto inverso sobre la demanda de dinero.

**PALABRAS CLAVE:** Demanda de dinero, saldos reales, producto interno bruto, tasa de interés, innovación tecnológica.

### ABSTRACT:

The money demand issue is conceived as one of the main macroeconomic problems, whose resolution is carried out through the relationship of variables that determine the level of national income, prices and growth rates. For this reason, the main purpose of this research is to analyze the relationship between gross domestic product, interest rate and technological innovation in a transactional money demand model for Colombia in the quarterly period from 1994 to 2019. In this way, the paper covers the theory of preference for liquidity of Keynes (1936) and the transaction technology model of Lucas (1994); The estimates are given through the Johansen cointegration procedure, the error correction vector mechanism, and the impulse-response analysis. The empirical evidence suggests that the established theory is plausibly fulfilled, since the gross domestic product acts as a scale variable and the Interest rate as an opportunity cost, and it is evidenced that the variable of approximation to technological innovation exerts an inverse effect on the demand for money.

**KEYWORDS:** Money demand, real balances, gross domestic product, interest rate, technological innovation.

### INTRODUCCIÓN

La macroeconomía abarca problemas básicos en cuanto a la determinación del nivel de renta nacional, precios y tasas de crecimiento, para resolver tales problemas, los economistas han considerado construir modelos macroeconómicos donde se relacionen variables que determinen movimientos de oferta y demanda monetaria (Laidler, 1980). De este modo, puede diseñarse política monetaria a partir de condiciones que establezcan estabilidad en cualquiera de los ámbitos monetarios; al irse por el lado de la demanda de dinero, la existencia de estabilidad y congruencia teórica implica hacer política monetaria (Colmán, 2007; Urdaneta et al., 2019).

De acuerdo con lo anterior, el hacedor oficial de política monetaria en Colombia es el Banco de la República, por ello, estudios concernientes a la determinación y análisis de modelos sobre demanda de dinero son de vital importancia puesto que hacen parte de su campo de visión económica; razón por la cual

el interés hacia este tema específico de la política monetaria ha tomado fuerza a lo largo de los años por investigadores, quienes pretenden abordar aspectos diferenciadores y comparativos que permitan visualizar la realidad económica del país.

Siguiendo con esta lógica, el presente trabajo tiene como finalidad analizar la relación del Producto Interno Bruto (PIB), la Tasa de Interés y la Innovación Tecnológica en la demanda de dinero transaccional para Colombia en el período comprendido de 1994 a 2019 con datos de frecuencia trimestral. Cabe señalar que, aunque existan teorías diversas sobre la estimación de modelos de demanda de dinero, la presente investigación pretende teorizar esta demanda a través de los supuestos enmarcados en la hipótesis sobre la preferencia por la liquidez de Keynes (1936) y el modelo de tecnología de transacciones de Lucas (1994).

Con esto, se intenta verificar las relaciones entre variables, de manera que de acuerdo con la teoría de la preferencia por la liquidez se espera a priori que el Producto se comporte como una variable escala y la Tasa de Interés como un costo de oportunidad; del mismo modo, acorde al modelo de tecnología de transacciones, se espera que la variable que aproxima la Innovación Tecnológica ejerza una incidencia inversa en la demanda de dinero transaccional, actuando a su vez como costo de oportunidad que restringe la proporción de transacciones en efectivo.

Para la realización de esto, es importante aclarar que la información aquí representada es de series de tiempo, por ello, la metodología a utilizar es la concerniente a Vectores Autorregresivos (VAR) en su especificación más reciente y amplia, conocida como Vector de Corrección de Errores (VEC), la cual permite asociar relaciones de largo y corto plazo. De este modo, la modelística va a girar en torno al método o procedimiento de cointegración de *Johansen* y su verificación a través del VEC, además del uso de distintos análisis o enfoques que permitirán determinar una mejor especificación y pruebas robustas.

Por su parte, el diseño de esta investigación está organizado en las siguientes partes: Primeramente, se abarca la revisión de la literatura; segundo, se explica el aspecto metodológico a utilizar; seguidamente, se llevan a cabo las estimaciones y discusión de los resultados econométricos; y se finaliza con las respectivas conclusiones.

## 1. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE DEMANDA MONETARIA

Al hablar de demanda de dinero, se entiende de base que el dinero en sí mismo, “consiste en el efectivo, que es líquido por definición (...) el efectivo en manos del público se considera dinero, como también los depósitos a la vista” (Krugman, Wells y Graddy, 2013, p.460). De este modo, siguiendo esta referencia, la definición propia y más acertada de dinero<sup>(1)</sup> se encuentra en el agregado monetario M1, al ser el circulante.

Seguidamente, el término demanda de dinero resulta ser el costo de oportunidad de mantener dinero en saldos reales. Así mismo, esta demanda viene representada en función del dinero, de manera que este es a su vez un medio de cambio, depósito de valor y unidad de cuenta; los cuales se entienden, consecutivamente, como vehículo para realizar transacciones, contenedor de poder adquisitivo a lo largo del tiempo, y medida aceptada por los individuos en una sociedad para fijar precios.

De este modo, para la teoría monetaria, la especificación de la función de la demanda de dinero tiene implicaciones teóricas importantes en la identificación del mecanismo de transmisión de los choques monetarios y la estabilización del ciclo económico (Arias, 2004).

### 1.1. De la Teoría de la Preferencia por la Liquidez a la Tecnología de Transacciones

Keynes (1936), define la teoría de la preferencia por la liquidez, de manera que:

La preferencia por la liquidez es una potencialidad o tendencia funcional que fija la cantidad de dinero que el público guardará cuando se conozca la tasa de interés (...) Hay, sin embargo, una condición necesaria sin la cual no podría haber preferencia

de liquidez por el dinero como medio de conservar riqueza, esta condición es la existencia de incertidumbre con respecto al futuro de la tasa de interés. (p.174)

Así, sustentado esto bajo la teoría monetaria planteada por Keynes (1936), se explica cómo los individuos deciden conservar dinero efectivo, lo cual es entendido de acuerdo con los tres motivos que este presenta. De manera que, el motivo transacción manifiesta la necesidad de efectivo para realizar transacciones y operaciones corrientes; el motivo precaución, viene dado por el deseo de seguridad ante la incertidumbre futura; y el de especulación, define la consecución de ganancias obtenidas a partir del conocimiento que se tenga acerca del movimiento del mercado futuro. Entonces, la demanda de dinero no es más que el deseo de mantener dinero en forma líquida, en saldos reales; y por ello, la base de la teoría de la preferencia por la liquidez está en la suma de dos de los motivos anteriores, el de transacción y el de especulación (García, 1984).

Ahora, al asociar las variables que se tienen en cuenta a la hora de estimar la demanda de dinero como preferencia por la liquidez, se encuentra primariamente la tasa de interés, cuya ecuación es entendida como la cantidad de dinero que elige desprenderse de su poder líquido ante cambios en las tasas de interés. Por tanto, teniendo  $M^d$  = Cantidad de dinero;  $L$  = Función de preferencia por la liquidez;  $r$  = Tasa de interés:

$$M^d = L(r) \quad (1)$$

La preferencia por la liquidez depende de la tasa de interés, la cual actúa como recompensa ante la privación de mantener dinero efectivo (....) La curva de la preferencia por la liquidez liga la cantidad de dinero con la tasa de interés y es dada por una curva suave que muestra cómo esa tasa va descendiendo a medida que la cantidad de dinero crece. (Keynes, 1936, p.177)

Luego, al definirla a través del dinero medido en el ingreso que se posee, se tiene que  $Y$  = Ingreso nacional. De este modo, al reescribir la ecuación de demanda de dinero:

$$M^d = L(Y, r) \quad (2)$$

Es por ello que la preferencia por la liquidez depende tanto del motivo transacción, el cual conlleva una demanda de transacciones que depende del ingreso o renta nacional, como del motivo especulación, que depende de la tasa de interés (Rosignuolo, 2017).

Siguiendo con ello, al establecer que la demanda de dinero es una demanda de saldos reales como ya se ha venido explicando anteriormente, cabe resaltar la aparición de  $P$  = precios, cuya variable sustenta dicho argumento, de modo que:

$$\frac{M^d}{P} = L(Y, r) \quad (3)$$

Así, a manera general, la demanda de dinero en saldos reales está estimada según Keynes (1936), en función de una variable escala (el producto, ingreso o renta), donde se asume el incremento de esta variable como factor causante del crecimiento de la demanda de dinero; una variable costo de oportunidad (tasa de interés), de la cual se asume que la disminución de esta causa un incremento en dicha demanda; y por último, la relación en cuanto a precios es dada para caracterizar la especificación de tal demanda monetaria, haciendo que esta se interprete en valores de saldos reales, es decir, en valores cuantificables que permitan realizar transacciones inmediatas en el mercado.

De este modo, la ecuación keynesiana sobre demanda de dinero resulta del cociente entre el dinero como agregado monetario más líquido y el indicador de precios, cuya igualdad define en forma positiva el ingreso y en forma negativa la tasa de interés.

Por otra parte, el modelo de tecnología de transacciones surge principalmente por McCallum y Goodfriend (1987) quienes señalan que, las tenencias de dinero tecnológico ayudan a facilitar las transacciones, es decir, para ahorrar tiempo de compra en la formalización de dicha transacción; por lo cual, en la evolución de la especificación de modelos sobre demanda de dinero, se ha demostrado que los parámetros de tecnología resuelven el problema de optimización dinámica de los individuos, debido a que las transacciones de dinero por medio de la tecnología facilitan el proceso de intercambio.

A partir de lo expuesto anteriormente, Lucas (1994) establece una ecuación de demanda de dinero modelando la tecnología de transacciones, asumiendo que la producción de tecnologías ejerce una restricción

en el dinero efectivo, lo que ocasiona, según el autor, una disminución del tiempo en los hogares con respecto a sus transacciones en preferencias de bienes de consumo.

De esta manera, la disminución en el tiempo de transacciones se da a través de innovaciones tecnológicas en ellas, las cuales disminuyen los saldos reales del hogar y a su vez, bajan el costo de oportunidad de mantener dinero efectivo. Lo anterior es expresado como modelo de tecnología de transacciones por Lucas (1994), de acuerdo al consumo de los hogares, de manera que:

$$C_t \leq f\left(\frac{M_t}{P_t}, S_t\right) \quad (4)$$

Donde:  $C_t$ : Representa el consumo del bien perecedero en el tiempo;  $M_t$ : Representa la cantidad de dinero nominal en el tiempo;  $P_t$ : Representa el nivel de precios en el tiempo; y,  $S_t$ : Representa el tiempo gastado en transacciones.

Ahora, teniendo en cuenta las anteriores premisas, para la presente investigación se parte de la base de la ecuación sobre la preferencia por la liquidez de Keynes (1936), y se complementa con el modelo de tecnología de transacciones abordado por Lucas (1994). De manera que, se tienen como variables los saldos reales, el ingreso, la tasa de interés, y una aproximación a la innovación tecnológica.

## 2. METODOLOGÍA

Con respecto al aspecto econométrico, la información corresponde a series de tiempo, por ello la estimación se lleva a cabo a través de Vectores Autorregresivos (VAR), de este modo, principalmente se parte del método de cointegración de *Johansen*, agregando el mecanismo de corrección de errores comúnmente conocido como Vector de Corrección de Errores (VEC).

De tal manera, la cointegración de *Johansen* permite, según González (2008), “mostrar la presencia de equilibrio a largo plazo hacia el cual converge el sistema económico a lo largo del tiempo” (p.50), para lo cual dicho procedimiento combina dos pruebas (*trace* o prueba de rastreo, y *Max-Eigen* o prueba de valor propio máximo); mientras que por medio del VEC (el cual es una condición más específica del VAR), según Rendón (2003), se obtiene información de las variables en el corto plazo, permitiendo realizar enfoques econométricos con modelos basados en la teoría económica.

Por consiguiente, para llevar a cabo el procedimiento de cointegración de *Johansen* y realizar el VEC, para el presente trabajo, se parte del análisis de estacionariedad de cada una de las variables incluidas en el modelo, verificando seguidamente la longitud de rezagos óptimos con los que debe contar el modelo, para así poder determinar con mayor veracidad sus relaciones a largo plazo a través de la prueba de *Johansen*, y posteriormente, su relación a corto plazo por medio del VEC. Se realiza, además, la prueba de exogeneidad débil para verificar relaciones de incidencia o sensibilidad, y se finaliza con el análisis de impulso-respuesta para explicar relaciones de efecto entre las variables presentes en el modelo de demanda de dinero transaccional en Colombia 1994(I) - 2019(IV).

## 3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Se define un sistema de cuatro variables o series, determinadas en términos trimestrales: Demanda transaccional de dinero (M1REAL), ingreso total (PIB), tasa de interés (INTERES), y coeficiente de innovación tecnológica (INNOTECCNO); de las cuales M1REAL y PIB están representadas en logaritmos, debido a que de este modo tales variables aportan estabilidad a los coeficientes, mientras que INTERES e INNOTECCNO se encuentran en niveles al tratarse de representaciones y aproximaciones en valores porcentuales.

### 3.1. Prueba de estacionariedad

En el campo de la econometría de las series de tiempo, los modelos de series temporales no estacionarios son habituales para la economía, es por ello, que se procede a la transformación en series estacionarias a través de la diferenciación, para así conocer su orden de integración (Pérez, 2016). De esta manera, al ser las variables estacionarias se contribuye a evitar el problema de regresión espuria, es decir, que el peligro de calificar las regresiones como espurias estará minimizado, lo cual es verificado a través de las pruebas de raíz unitaria (Mahadeva y Robinson, 2009).

Los resultados del análisis de estacionariedad para las series de estudio en cuestión con los *test* tradicionales como la prueba de *Dickey Fuller Aumentado* (DFA) y la prueba de *Phillips-Perron*, indican el mismo grado de integración, series I(1) integradas de orden 1 para cada una de las variables.

De la Tabla 1, se infiere que el logaritmo de la serie M1REAL representado como un cociente entre el M1 y el IPC presenta estacionariedad, marcada por un intercepto y una tendencia. Para corroborar esto, a través de la prueba de Dickey Fuller Aumentado se tiene que el valor del estadístico DFA,  $t = -4.18$  es menor que el valor crítico  $PP_{0.05} = -3.45$ ; por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria a un nivel de significación del 5%, y la variable que representa los saldos reales es estacionaria e integrada en orden uno I(1). Del mismo modo, a través de la prueba de Phillips-Perron se obtiene que el valor del estadístico PP,  $t = -26.36$  es menor que el valor crítico  $PP_{0.05} = -3.45$  por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de existencia de no estacionariedad a un nivel de significancia del 5%, así, la variable que representa los saldos reales es estacionaria e integrada en primer orden I(1).

TABLA 1  
Análisis de estacionariedad período 1994(I) - 2019(IV)

Variable	DFA	Valor Crítico al 5%*	Especificación I**	PP	Valor Crítico al 5%*	Especificación I**
LOGM1REAL	-4.180771	-3.456805	Tendencia e Intercepto	1	-26.36753	-3.454471
LOGPIB	-3.103681	-2.892200	Intercepto	1	-28.25067	-3.454471
INTERES	-7.253941	-3.454471	Tendencia e Intercepto	1	-7.094997	-3.454471
INNOTECHNO	-2.369613	-1.944248	Ninguno	1	-23.97830	-3.454471

Elaboración propia, 2020, utilizando Eviews10.

Nota: \*Nivel de significación estadística al 5%, de manera que: : La serie es no estacionaria. \*\*Orden de Integración. La estimación se da bajo 4 rezagos (como valor automático) para cada una de las variables.

Seguidamente, el logaritmo de la serie PIB representado en la Tabla 1, define la estacionariedad especificada en intercepto de acuerdo con la pruebas de Dickey Fuller Aumentado (DFA), de manera que a través del DFA se tiene que el valor del estadístico DFA,  $t = -3.10$  es menor que el valor crítico  $DFA_{0.05} = -2.89$ , interpretando así el rechazo de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria a un nivel de significancia del 5%, lo que traduce que la serie es estacionaria e integrada en primer orden I(1).

Del mismo modo, a través de la prueba de Phillips-Perron, el logaritmo de la serie PIB es especificado por intercepto y tendencia, y se obtiene que el valor del estadístico PP,  $t = -28.25$  es menor que el valor crítico  $PP_{0.05} = -3.45$ ; por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de existencia de no estacionariedad a un nivel de significancia del 5%, así, la variable que representa los saldos reales es estacionaria e integrada en orden uno I(1).

De la misma manera, la Tasa de Interés representada en la Tabla 1, está definida por estacionariedad acompañada de tendencia e intercepto. A través de la realización de la prueba de Dickey Fuller Aumentado se tiene que el valor del estadístico DFA,  $t = -7.09$  es menor que el valor crítico  $DFA_{0.05} = -3.45$ , interpretando así el rechazo de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria a un nivel de significancia del 5%, por tal motivo, la serie en cuestión es estacionaria e integrada en primer orden I(1). Mientras que a través de la prueba de Phillips-Perron, se tiene que el valor del estadístico PP,  $t = -7.09$  es menor que el valor crítico  $PP_{0.05} = -3.45$ ; por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de existencia de no estacionariedad a un nivel de significancia del 5%, así, la variable es estacionaria e integrada de orden uno I(1).

Y finalmente, en la Tabla 1 se muestra, además, la variable proxy Innovación Tecnológica, la cual presenta estacionariedad sin especificación en intercepto ni tendencia. Tal afirmación es corroborada a través de las pruebas DFA y PP. Por medio de la DFA se tiene que el valor del estadístico DFA,  $t = -2.36$  es menor que el valor crítico  $DFA_{0.05} = -1.94$ , interpretando así el rechazo de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria a un nivel de significancia del 5%, por ende, la serie en cuestión es estacionaria e integrada de orden uno I(1). Así mismo, a través de la prueba de Phillips-Perron, se tiene que el valor del estadístico PP,  $t = -23.97$  es menor que el valor crítico  $PP_{0.05} = -3.45$ ; por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de existencia de no estacionariedad a un nivel de significancia del 5%, así, la variable es estacionaria e integrada en primer orden I(1).

### 3.2. Prueba de longitud de rezagos óptimos

La estimación de los rezagos óptimos que se presenta en la Tabla 2, se hizo a partir de los rezagos automáticos (6) arrojados por *Eviews10*. Para esto se toma en cuenta el valor que minimice los criterios *Akaike* y *Schwarz*, así, el *software* genera automáticamente a través de un asterisco (\*) el valor o valores en el rango mínimo. De este modo, tomando como referencia ambos criterios, *Akaike* y *Schwarz* coinciden en que el rezago que minimiza el modelo es cinco (5), de manera que este es el valor con el cual deben estimarse los procedimientos en adelante.

TABLA 2  
Estimación de rezagos óptimos

Nº. Rezagos		
0	-8.821361	-1.797790
1	-8.976050	-8.448505
2	-9.829975	-8.880395
3	-9.903791	-8.532176
4	-13.02257	-11.22892
5	-14.33397*	-12.11828*
6	-14.25822	-11.62049

Elaboración propia, 2020, utilizando Eviews10.

### 3.3. Procedimiento de cointegración de Johansen

Los resultados en los estadísticos de la prueba de rastreo (*trace*) y Valor Propio Máximo (*Max-Eigen*) evidenciados en la Tabla 3, arrojan un vector de cointegración al 5% del nivel de significancia estadística, lo que sugiere que existe evidencia econométrica para afirmar que las series LOGM1REAL, LOGPIB, INTERES, INNOTECNO, están cointegradas una vez, puesto que se mueven conjuntamente a lo largo del

tiempo, y las diferencias entre sí son estables, por ende, existe una relación de equilibrio en cointegración estable a largo plazo.

**TABLA 3**  
Cointegración de Johansen: Evaluación de estadísticos de rastreo y Máximo Valor Propio

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob**	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob**
None *	0.248230		47.85613	0.0156	0.248230	27.96181	27.58434	0. 0448
		52.88671						
<b>At most 1</b>	<b>0.165043</b>	<b>24.92490</b>	<b>29.79707</b>	<b>0.1641</b>	<b>0.165043</b>	<b>17.67679</b>	<b>21.13162</b>	<b>0.1424</b>
<b>Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level</b>								
<b>Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level</b>								

Elaboración propia, 2020, utilizando Eviews10.

Nota. \*Denota rechazo de la hipótesis al nivel 0.05% de significancia. Nivel de significación estadística al 5%, de manera que: Importar imagen : Existe ningún vector cointegrante; ó Importar imagen : Existe al menos 1 vector cointegrante. La estimación se da bajo 5 rezagos. \*\*Probabilidad al 5% de significación estadística.

Con respecto al estadístico de rastreo (trace), su valor cae en  $I_t = 24.92$  y el valor crítico al 5% de significación es de  $Trace_{0.05} = 29.79$ , por lo que se rechaza la hipótesis nula que trata de la existencia de ningún vector cointegrante; en cambio, no se rechaza la hipótesis sobre la existencia de al menos un (1) vector de cointegración, debido a que se cuenta con evidencia econométrica para establecer que existe al menos un (1) vector cointegrante. De la misma manera, de acuerdo con el estadístico de Valor Propio Máximo (Max-Eigen), su valor cae en Importar imagen y a un alfa del 5% su valor es de Importar imagen, por lo que se rechaza la hipótesis nula sobre la existencia de ningún vector cointegrante; en cambio, no se rechaza la hipótesis sobre la existencia de al menos un (1) vector de cointegración puesto que se tiene evidencia econométrica para establecer que existe al menos un (1) vector cointegrante.

De este modo, al establecer la cointegración en la ecuación LOGM1REAL, LOGPIB, INTERES, INNOTECNO del modelo de demanda transaccional de dinero, tal como se muestra en la Tabla 4, la combinación lineal de las series resulta estacionaria y cointegrada una vez, por lo tanto, existe evidencia plausible para determinar que en el largo plazo cada una de las variables divergen en forma conjunta hacia el equilibrio.

**TABLA 4**  
Ecuación de demanda de dinero transaccional cointegrada al largo plazo

LOGM1REAL	LOGPIB	INTERES	
INNOTECNO	1.000000	-0.149924	
10.39606	0.049407		Errores
estándar	Errores estándar		(0.87814)
(5.15855)	(0.20639)		

Elaboración propia, 2020, utilizando Eviews10.  
La estimación se da a partir de 1 vector de cointegración.

### 3.4. Estimación del Vector de Corrección de Errores (VEC)

La existencia de cointegración probada anteriormente abre paso a una confrontación, según Misas y Oliveros (1997), de la veracidad de dicha combinación lineal resultante que busca validar los coeficientes de largo

plazo. Es por ello que, a través del Vector de Corrección de Errores (VEC) se confirma de forma adecuada la existencia de cointegración en las series; además, Campo y Sarmiento (2011) afirman que es posible examinar la dinámica del ajuste tanto a largo como a corto plazo, lo que permite, por supuesto, verificar el cumplimiento de los signos de acuerdo con la teoría económica propuesta.

Ahora, teniendo en cuenta lo anterior, se procede a la estimación propia del Vector de Corrección de Errores (VEC) del modelo teórico de demanda de dinero transaccional en Colombia 1994(I) - 2019(IV). Así, de la Tabla 5, se verifica que la ecuación cointegrada número uno (1) resultante a través del Vector de Corrección de Errores (VEC) se identifica como:

$$LOGM1REAL = 0.149924LOGPIB - 10.39606INTERES - 0.049407INNOTECCNO \quad (5)$$

La cual mantiene la relación de largo plazo encontrada bajo la cointegración de Johansen, y corrige los *shocks* de los errores a corto plazo, por ende, existe evidencia econométrica para indicar que el modelo es estable al corto y largo plazo, además, presenta los signos correctos de acuerdo a la teoría de la preferencia por la liquidez y el modelo de tecnología de transacciones. De manera que, el VEC indica automáticamente (-1) como factor multiplicativo (matriz transpuesta) al resultado de cada una de las variables, y así tras dicha multiplicación o transposición, la serie LOGPIB resulta con signo positivo; la serie INTERES con signo negativo; y así mismo la serie INNOTECCNO presenta signo negativo; las cuales se relacionan con la serie LOGM1REAL en valor de uno a uno, de acuerdo al signo que las precede.

TABLA 5  
Vector de Corrección de Errores (VEC).

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOGM1REAL(-1)	1.000000			
LOGPIB(-1)	-0.149924 (0.87814) [-0.17073]			
INTERES(-1)	10.39606 (5.15855) [ 2.01531]			
INNOTECCNO(-1)	0.049407 (0.20639) [ 0.23939]			
C	-5.976564			
Error Correction: D(LOGM1REAL)	D(LOGPIB)	D(INTERES)	D(INNOTECCNO)	
CointEq1	-0.028291 (0.00710) [-3.98304]	-0.003941 (0.00437) [-0.90097]	0.000590 (0.00313) [0.18874]	-0.017539 (0.06578) [-0.26662]

Elaboración propia, 2020, utilizando Eviews10.

Nota. La estimación se da bajo 5 rezagos.

Por tanto, en el modelo de demanda transaccional de dinero obtenido bajo el método del VEC, a medida que el PIB incrementa en 1%, la demanda de saldos reales incrementa en 0,15%; a su vez, por cada aumento de un punto porcentual en la tasa de interés, la demanda de saldos reales decrece un 10,4% en promedio; y, por último, por cada aumento de un punto porcentual del efectivo en manos del público luego de realizar transacciones tecnológicas, la demanda de saldos reales decrece un 5% en promedio.

Lo anterior, se traduce en evidencia del cumplimiento de forma plausible del modelo estimado de demanda de dinero transaccional para Colombia 1994(I) - 2019(IV) con respecto a la teoría keynesiana sobre la preferencia por la liquidez, debido a que el PIB se comporta como la variable escala de acuerdo con su incidencia directa sobre la demanda de saldos reales, y la tasa de interés se comporta como el costo de oportunidad de poseer dinero efectivo, puesto que ante variaciones en su alza, la demanda de saldos reales se ve disminuida; y de acuerdo con el modelo sobre tecnología de transacciones, la incidencia de la innovación tecnológica en el modelo de demanda de dinero demuestra que ante aumentos en los instrumentos tecnológicos para realizar transacciones y operaciones comerciales, los saldos reales se ven disminuidos.

Ahora, con respecto a la relación de corto plazo, el coeficiente de ajuste indica el impacto de corto plazo sobre cambios en las variables LOGPIB, INTERES, INNOTECCNO al ser rezagadas cada un período con

respecto a LOGM1REAL. De esta manera se observa, al final de la Tabla 5, que el coeficiente del error para cada una de las variables (LOGPIB, INTERES, INNOTECHNO) es estadísticamente cero, lo que supone que los choques contemporáneos del Ingreso, la Tasa de Interés y la Innovación Tecnológica impactan los saldos reales en -0.004, 0.0006 y -0.02 (aproximados) respectivamente, cuya velocidad de convergencia es igual al inverso de ellas.

Pero pese a la teoría sobre el modelo de tecnología de transacciones, resulta peculiar que, para el caso en cuestión, la Innovación Tecnológica tenga un impacto positivo en el corto plazo sobre la demanda de saldos reales, aunque se infiere (teniendo en cuenta al análisis de cointegración a largo plazo anteriormente realizado) que la variable Innovación Tecnológica presenta distorsiones a corto plazo en la demanda de saldos reales, lo que indica que su efecto es directo; pero converge al equilibrio en el largo plazo cuyo efecto hacia la demanda de saldos reales se hace inverso, cumpliendo así los supuestos teóricos del modelo de tecnología de transacciones.

### 3.5. Exogeneidad débil: Comprobación a través de restricciones

Luego de verificar que la cointegración está establecida de manera adecuada, así mismo las relaciones a corto y largo plazo, y teniendo como consecuencia los signos correctos, se procede a la aplicación de restricciones para comprobar la exogeneidad, y en este caso, exogeneidad débil. De esta manera, según Misas y Oliveros (1997), “la exogeneidad débil permite llevar a cabo estimación y pruebas de hipótesis de los parámetros de interés del modelo” (p.24).

De este modo, Misas y Oliveros (1997) aseguran que la verificación de la exogeneidad débil puede llevarse a cabo a través de  $H_0 = 0$ , entendiéndose como “la imposición de una restricción lineal sobre uno o algunos de los coeficientes de la matriz de ajuste” (p.33-34). Así, para el caso sobre demanda transaccional de dinero en concreto, se aplican restricciones a las variables LOGPIB, INTERES, INNOTECHNO, y se pretende demostrar que estas son exógenamente débiles ante la demanda de saldos reales LOGM1REAL.

Para este caso, teniendo en cuenta la Tabla 6, se aplican tres restricciones, una por cada variable: LOGPIB, INTERES, INNOTECHNO para verificar exogeneidad débil en cada una de ellas; y dejando la variable LOGM1REAL que representa los saldos reales, como endógena. La idea es que, a través de la imposición de restricciones, se pruebe que las series LOGPIB, INTERES, INNOTECHNO actúan como débilmente exógenas ante la demanda de saldos reales LOGM1REAL.

TABLA 6  
Exogeneidad débil a través de restricciones en cointegración

Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0 Restrictions			
identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1):			
Chi-square(3) 0.680066	Probability	0.877882	
Cointegrating Eq:			CointEq1
LOGM1REAL(-1)	1.000000		
LOGPIB(-1)	-0.845155 (0.45264) [-1.86719]		
INTERES(-1)	5.906380 (2.65896) [2.22131]		
INNOTECHNO(-1)	-0.000829 (0.10638) [-0.00779]		
C	3.078495		
Error Correction: D(INNOTECHNO)			
CointEq1	D(LOGM1REAL)	D(LOGPIB)	D(INTERES)
0.000000 (0.00000)	-0.055590 (0.01123) [-4.95116]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
[NA]			

Elaboración propia, 2020, utilizando Eviews10.  
Nota: La estimación se da bajo 5 rezagos.

Para confirmar esto, se realiza una prueba de hipótesis, donde:

$$H_0 = \text{LOGPIB} = \text{INTERES} = \text{INNOTECCNO} = 0$$

Es decir, LOGPIB, INTERES, INNOTECCNO son exógenas débil en el modelo de demanda transaccional de dinero para Colombia 1994(I) - 2019(IV)

$$H_1 = \text{LOGPIB} \neq \text{INTERES} \neq \text{INNOTECCNO} \neq 0$$

Es decir, LOGPIB, INTERES, INNOTECCNO no son exógenas débil en el modelo de demanda transaccional de dinero para Colombia 1994(I) - 2019(IV).

Teniendo en cuenta esto, los resultados obtenidos en la Tabla 6, demuestran que las variables LOGPIB, INTERES e INNOTECCNO se hacen estadísticamente cero. De manera que, no se rechaza la hipótesis nula, y se puede decir que existe evidencia econométrica para indicar que la función de densidad conjunta (saldos reales) es igual al producto de las funciones de densidad condicionadas anteriormente (cada variable en lo individual), por ello, las variables en cuestión son débilmente exógenas con respecto a LOGM1REAL.

Por lo tanto, la inferencia del modelo de saldos reales puede realizarse eficientemente a partir de las variables consideradas, y se demuestra de manera plausible la relación teórica con respecto a la preferencia por la liquidez y al modelo de tecnología de transacciones; puesto que se cumplen los supuestos y el modelo de demanda de dinero transaccional para Colombia 1994(I) - 2019(IV) mantiene una relación directa con el producto que actúa como variable escala, una relación inversa con la tasa de interés que actúa como costo de oportunidad, y a su vez presenta una relación inversa con las innovaciones tecnológicas que también actúan como costo de oportunidad ante el uso de dinero efectivo (lo restringe). Es decir, los saldos reales resultan sensibles ante el producto (elasticidad ingreso de la demanda de dinero), la tasa de interés y la innovación tecnológica.

### 3.6. Análisis Impulso-Respuesta

El análisis impulso-respuesta es según Loría (2007), “un instrumento sumamente útil para evaluar la congruencia y sensibilidad dinámica de las variables especificadas en el modelo” (p.311). Es decir, este instrumento indica que, dentro de la ecuación del VAR (en este caso, a partir de la ecuación resultante del VEC), los errores o términos de perturbación de cada variable se distorsionan aleatoriamente, causando un efecto en toda la serie de manera individual; por tanto, este análisis permite contrastar la congruencia teórica del modelo y su correcta especificación.

De acuerdo con esto, teniendo en cuenta la resolución de los objetivos para esta investigación, a través de la metodología Cholesky es posible interpretar el impacto o efecto de las innovaciones o choques de cada variable sobre la variable endógena (saldos reales), haciendo que dichas variables respondan de manera inmediata sobre LOGM1REAL en un horizonte temporal.

Teniendo en cuenta el Gráfico I, se generan las respuestas acumuladas de la variable saldos reales sobre sí misma, y las respuestas acumuladas de las series LOGPIB, INTERES, INNOTECCNO sobre los saldos reales LOGM1REAL; a su vez, se generan las respuestas acumuladas de todas las variables de acuerdo con las combinaciones lineales posibles entre ellas.

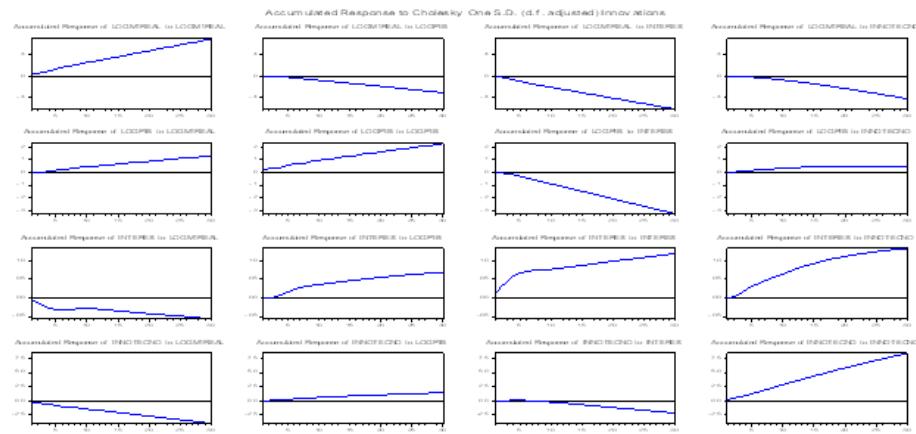


GRÁFICO I:  
Impulso-Respuesta para todas las series y sus combinaciones lineales  
Elaboración propia, 2020, utilizando Eviews10.

De esta manera, teniendo solamente en cuenta las respuestas acumuladas del PIB, la Tasa de Interés y la Innovación Tecnológica sobre los saldos reales, tal como se observa en el Gráfico I, el impacto inicial de los saldos reales no ocasiona efecto sobre el PIB, lo que implica que ambas variables se mantienen constantes ante variaciones en ellas en horizontes de tiempo relativamente cortos, puesto que es hasta el cuarto impacto donde el PIB comienza a reaccionar y aumenta un 0,01%, marcando una tendencia ascendente hasta el último impacto cuya respuesta se da en valor de 0,013%, cuyo movimiento se hace coherente con la hipótesis keynesiana de preferencia por liquidez.

Así mismo, el Gráfico I también muestra las respuestas acumuladas de la Tasa de Interés frente a los saldos reales, y se observa que, ante variaciones o choques positivos en la demanda de saldos reales, la tasa de interés responde de manera negativa inmediatamente. Por consiguiente, el impacto inicial de los saldos reales hace que la tasa de interés disminuya en un -0,005%, seguido de un leve movimiento de zig-zag entre el impulso número siete y once con valores de -0,0032% a -0,029%, alcanzando posteriormente un valor -0,030% en el impacto número 12, el cual marca una tendencia descendiente que finaliza en -0,056% para el último impacto.

De este modo, los resultados permiten inferir que existe evidencia plausible para determinar que la demanda de dinero transaccional en Colombia 1994(I) - 2019(IV) presenta los signos correctos según los supuestos de la teoría de la preferencia por la liquidez puesto que el PIB tiene signo positivo, lo que marca una relación directa; y la Tasa de Interés tiene signo negativo, lo que demuestra una relación inversa; y está acorde, además, al modelo de tecnología de transacciones debido a que el signo de la variable que aproxima la Innovación Tecnológica es negativo, evidenciando tal como lo afirma la teoría, una relación inversa.

## CONCLUSIONES

Se estimó un modelo de demanda de dinero transaccional para Colombia, que con base en las estimaciones econométricas puede interpretarse como una demanda de dinero con fundamentos en la teoría sobre la preferencia por la liquidez de Keynes (1936) y el modelo de tecnología de transacciones de Lucas (1994) con la finalidad de analizar la relación de las variables PIB, Tasa de Interés e Innovación Tecnológica de acuerdo con información trimestral para el período 1994 - 2019.

Dicha estimación se hizo a partir de la modelística sobre series de tiempo, lo que permitió evidenciar el cumplimiento de los signos según las teorías mencionadas a través del mecanismo de Vector de Corrección de Errores (VEC), además, se demostró por medio de la prueba de exogeneidad y el método de cointegración de Johansen que el modelo en cuestión es un modelo de demanda transaccional de dinero, y, posteriormente se

realizó un análisis impulso-respuesta que permitió conocer el efecto o incidencia de cada una de las variables con respecto a la demanda transaccional de dinero (saldos reales).

Inicialmente, partiendo de la estacionariedad de cada una de las series y bajo el análisis de cointegración se pudo determinar que los saldos reales, el Producto, la Tasa de Interés y la Innovación Tecnológica están relacionados a largo plazo a partir de un vector cointegrante; lo que significa que dichas variables convergen hacia un equilibrio de manera conjunta en el largo plazo. Tal resultado fue verificado a través del Vector de Corrección de Errores (VEC) el cual arrojó, además, estimaciones coherentes que verifican que las variables en cuestión no solo están relacionadas al largo plazo, sino también al corto plazo.

De igual manera, los resultados permiten inferir que existe evidencia plausible para determinar que la demanda de dinero transaccional en Colombia 1994(I) - 2019(IV) presenta los signos correctos según los supuestos de la teoría de la preferencia por la liquidez, puesto que el PIB tiene signo positivo, y la Tasa de Interés tiene signo negativo; y además, está acorde al modelo de tecnología de transacciones debido a que el signo de la variable que aproxima la Innovación Tecnológica es negativo, evidenciando una relación inversa.

Teniendo en cuenta que el modelo es estimado bajo la condición de series de tiempo VAR (y para este caso en específico VEC), se realizó la prueba de exogeneidad débil para verificar que los resultados anteriores fueran concordantes con la especificación del modelo de demanda de dinero transaccional, puesto que se debía comprobar que en definitiva los saldos reales fueran sensibles al Producto, la Tasa de Interés y la Innovación Tecnológica. Para ello, se impartieron restricciones a dichas variables (excepto los saldos reales), y como resultado se obtuvo que efectivamente la demanda de dinero transaccional se hace sensible, variando de manera directa ante aumentos en el PIB, evidenciando que se puede interpretar como elasticidad ingreso de la demanda de dinero; y por supuesto, se evidencia la sensibilidad de los saldos reales, cuya variación se hace de manera inversa frente a la Tasa de Interés y la Innovación Tecnológica.

Por último, el análisis impulso-respuesta permitió describir el efecto que las variables PIB, Tasa de Interés e Innovación Tecnológica ejercen en el modelo de demanda de dinero transaccional en Colombia para el período especificado. Y dichos resultados permiten inferir que, de acuerdo con la teoría de la preferencia por la liquidez la cual abarca los motivos transacción y especulación, el Producto Interno Bruto se comporta como una variable escala, debido a que el efecto en los saldos reales es positivo y directo, lo que significa que, ante aumentos en el PIB, aumenta así mismo la demanda de dinero transaccional, es decir, a medida que el ingreso disponible se incremente, se incrementa así mismo la cantidad de dinero destinado a transacciones y especulaciones.

De la misma manera, es plausible determinar que la Tasa de Interés actúa como costo de oportunidad ante la demanda de saldos reales, puesto que mantiene una relación inversa, lo que se interpreta como la recompensa por desprenderse de liquidez, es decir, es el precio que equilibra el deseo de conservar riqueza en forma de efectivo debido a que ante disminuciones en la Tasa de Interés, se reduce la recompensa por desprenderse de efectivo y se aumenta la demanda de saldos reales, mientras que ante aumentos en la Tasa de Interés la recompensa por desprenderse de efectivo aumenta a su vez, disminuyendo la demanda transaccional de dinero puesto que resulta más ventajoso ahorrar y no mantener el dinero en efectivo.

Finalmente, de acuerdo con el modelo de tecnología de transacciones, es posible identificar que en el modelo estimado en cuestión la variable que aproxima la Innovación Tecnológica actúa de manera inversa ante la demanda de dinero transaccional, evidenciando que, a menores proporciones en la cantidad de transferencias tecnológicas realizadas, mayor será la demanda de saldos reales; mientras que, ante mayores proporciones en la cantidad de transferencias tecnológicas se disminuye la demanda de dinero efectivo debido a que la realización de transacciones por medios tecnológicos las hacen más rápidas, lo que permite ahorrar tiempo al individuo, y confirmando según Lucas (1994) que dicha variable actúa como costo de oportunidad al restringir el uso de efectivo.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Arias, H. (2004). Un ejercicio teórico y empírico acerca de la demanda de dinero. *Apuntes del CENES*, 24(37), 27-54.

Campo, J., y Sarmiento, V. (2011). Un modelo de corrección de errores para la relación entre el consumo de energía y el PIB en Colombia (1970-2009). *Finanzas y Política Económica*, 3(1), 59-70.

Colmán, H. A. (2007). *Dinero y política monetaria*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, Proyecto PAR 02/007.

García, R. (1984). *Introducción a la teoría monetaria. Primera parte: El papel del dinero en la actividad económica*. Editorial Universidad Estatal a Distancia (EUNED).

González, R. (2008). *Pobreza absoluta y crecimiento económico, análisis de tendencia en México, 1970-2005* [Tesis de maestría, Universidad Autónoma del Estado de México]. <https://www.eumed.net/libros-gratis/2009b/529/index.htm>

Keynes, J. M. (1936). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. Fondo de Cultura Económica.

Krugman, P., Wells, R., y Graddy, K. (2013). *Fundamentos de economía*. Editorial Revelté.

Laidler, D. E. (1980). *La demanda de dinero*. Antoni Bosch.

Loría, E. (2007). *Econometría con aplicaciones*. Pearson Educacion.

Lucas, R. E. (1994). *On the welfare cost of inflation*. The University of Chicago. [http://faculty.econ.ucdavis.edu/faculty/kdsalyer/LECTURES/Ecn235a/Extra\\_Articles/welfare.pdf](http://faculty.econ.ucdavis.edu/faculty/kdsalyer/LECTURES/Ecn235a/Extra_Articles/welfare.pdf)

Mahadeva, L., y Robinson, P. (2009). *Prueba de raíz unitaria para ayudar a la construcción de un modelo*. Ensayo 76. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. <https://www.cemla.org/PDF/ensayos/pub-en-76.pdf>

McCallum, B. T., y Goodfriend, M. S. (1987). Money: Theoretical analysis of the demand for money. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, (2157). [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w2157/w2157.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w2157/w2157.pdf)

Misas, M., y Oliveros, H. (1997). Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas: Funciones de demanda de dinero en Colombia: Un ejercicio mas. *Borradores de Economía*, (75). <https://doi.org/10.32468/be.75>

Pérez, D. (2016). *Estacionariedad en modelos de regresión: Aplicación al caso de la ley de Okun* [Tesis de pregrado, Universidad de Valladolid].

Rendón, H. (2003). Modelos de corrección de errores y cointegración: A propósito del premio nobel de economía. *Ensayos de Economía*, 13(23). 141-148.

Rosignuolo, L. (2017). Principios de la economía monetaria. Oferta y demanda monetaria, banca central y política monetaria. *Revista de Investigación en Modelos Financieros*, 6(2), 1-37. [http://157.92.136.232/index.php/RIM\\_F/article/view/1470](http://157.92.136.232/index.php/RIM_F/article/view/1470)

Urdaneta, A., Borgucci, E., Morán, G., y Farinango, R. (2019). Dolarización de la economía venezolana desde el enfoque de la demanda de dinero. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXV(E-1), 114-129. <https://doi.org/10.31876/rcs.v25i1.29602>

## NOTAS

1 Inferencia realizada tomando en cuenta el contexto colombiano.