

El Efecto de la Tasa de Interés de Intervención del Banco de la Republica sobre la Actividad Económica. Colombia 2000-2012¹

Alfonso Enrique Vergara Ortiz
Asesor: Álvaro Hurtado Rendón²
Asesor externo: Alejandro Marín Calad³

Maestría en Economía
Departamento de Economía
Universidad EAFIT - 2013

¹ Trabajo para optar al título de Magister en Economía de la Universidad EAFIT

² Profesor de tiempo completo Universidad EAFIT. Asesor temático en el desarrollo del trabajo de grado.

³ Economista Universidad Nacional. Asesor externo sobre técnicas econométricas a utilizar en el desarrollo del trabajo de grado.

Abstract

This working paper pretends evaluate, through empirical evidence, the inference that monetary policy has had into the Colombian economic activity during the last twelve years. Since earlier 2000, target inflation became as a nominal anchor of the monetary policy in Colombia, being the interest rate one of the most important tool for the Central Bank to reach general prices stability and economic growth as a main goal of monetary policy. Through the IS-LM model, we obtain a functional form that let us get a relationship between the interest rate and the output, this helps to obtain an structural analysis model with which we found empirical evidence about the incidence of the interest rate on the economic activity in Colombia. We found that this incidence has significance sadistic, it has an inverse relationship with the output and we can say that for each 100bp of movement on the commercial loan interest rate, the output has had an impact on average of 3.26bp during the period of analysis.

Resumen

Este trabajo de grado pretende evaluar, a través de evidencia empírica, la incidencia que ha tenido la política monetaria en la actividad económica en Colombia en los últimos 12 años. Desde inicios de la década del 2000, la inflación objetivo se convirtió en el ancla nominal de la política monetaria, convirtiéndose así la tasa de interés de intervención del Banco Central en una de las principales herramientas de política utilizada para lograr estabilidad en el nivel general de precios y propender a la vez por lograr un crecimiento económico sostenible en el largo plazo, objetivo principal de la política monetaria. A través del modelo IS-LM, se obtiene una forma funcional que permite relacionar la tasa de interés con el comportamiento del producto, la cual sirvió de base para obtener un modelo de análisis estructural con el que se encontró evidencia empírica acerca de la incidencia de la tasa de interés sobre el PIB. Esta incidencia de la tasa de interés es estadísticamente significativa, su relación es inversa con el producto y se puede decir que por cada 100pb de variación de la tasa de interés de los créditos comerciales el producto se ha impactado en 3.26pb durante el período de análisis.

Introducción

En los años 80 y 90 se utilizaban frecuentemente y casi de manera exclusiva las operaciones de mercado abierto para influir en la cantidad de dinero en circulación en la economía y a su vez en el nivel de inflación. Dichas políticas estaban fundamentadas en los modelos teóricos de las escuelas de pensamiento que basaban sus teorías en la no neutralidad del dinero en la economía como es el caso de la escuela Keynesiana, Poskeynesiana y Monetarista (Giraldo, 2006).

Con base en Gómez (2006), a partir de finales de la década del 90, la política monetaria en Colombia se modificó incorporando el concepto de “Inflación Objetivo”. Esta política consiste en generar expectativas en los agentes basadas en el cumplimiento de metas de inflación futuras fijadas previamente por la autoridad monetaria.

Bajo el régimen de inflación objetivo se combinan diversas operaciones de política monetaria con el fin de influir no solo en la tasa de inflación, sino también en la actividad económica. Si bien el objetivo fundamental de la política monetaria es el cumplimiento de la meta de inflación, también es cierto que debe propender por el crecimiento del producto alrededor de su tendencia de largo plazo. De aquí parte el dilema principal de la política monetaria en el que en ocasiones se tendrá que sacrificar alguno de sus objetivos en el mediano plazo para buscar el cumplimiento de otros en el corto plazo, por tanto la importancia de contar con herramientas o instrumentos de política adecuados que permitan lograr el efecto deseado ya sea en el nivel general de precios o en el producto acorde con las necesidades del momento.

Lo que se pretende con el presente trabajo es analizar el efecto que sobre la actividad económica ha generado las continuas intervenciones a través de la tasa de interés por parte de la autoridad monetaria o Banco Central en Colombia desde

la implementación de la metodología de inflación objetivo dentro de la política monetaria.

Para abordar el trabajo propuesto, haremos una recopilación de teoría económica que nos permitirá identificar la relación que existe entre la tasa de interés y la actividad económica y posteriormente analizaremos la relación que hay entre la tasa de intervención del Banco con las tasas de mercado que operan como mecanismo de transmisión de la política monetaria. Este análisis nos permitirá comprobar la efectividad del canal del crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria y por tanto la importancia de la tasa de interés como instrumento para influir en la actividad económica.

Posteriormente utilizaremos el modelo IS – LM de Hicks – Hansen como planteamiento teórico para obtener la ecuación de la demanda agregada en función de los multiplicadores de la política fiscal y de la política monetaria, esta última, foco de atención del presente trabajo. A partir de esta ecuación, se establecerá una forma funcional en la cual la tasa de interés aparece como una variable explicativa de la demanda agregada.

Finalmente la estimación empírica que se realizará, utilizando la forma funcional de la demanda agregada obtenida por medio del modelo IS – LM, nos permitirá analizar el efecto de la alteración de la tasa de interés sobre el ciclo económico y por ende sobre las variaciones del producto interno bruto (PIB) en Colombia durante el periodo de análisis.

Después de esta introducción, el trabajo contará con una primera sección compuesta por una recopilación de literatura acerca de la relación que existe entre la tasa de interés y la actividad económica, seguido por una segunda sección en donde se analiza la tasa de intervención y las tasas de interés de mercado en Colombia dentro del contexto de inflación objetivo y su relación con el producto. En la tercera sección se hará una recopilación de literatura que muestra evidencia

empírica sobre el canal de transmisión de la política monetaria y la relación de la tasa de intervención con los ciclos económicos en Colombia. Posteriormente, en una cuarta sección, se presentará el modelo teórico utilizando el modelo IS – LM de Hicks – Hansen a través del cual se determinará la forma funcional que servirá de base para el análisis empírico a desarrollar y por último, en la quinta sección, se podrá observar el desarrollo del modelo econométrico, la metodología utilizada detrás de las estimaciones realizadas, acompañado con los resultados obtenidos y las conclusiones sobre el trabajo realizado.

1. Las Tasas de Interés como Instrumento de Política bajo el contexto de Inflación Objetivo, una recopilación de teoría económica.

Antes de revisar la historia reciente de la política monetaria en Colombia, es preciso hacer un repaso sobre diferentes pensamientos de teoría económica que nos permitan relacionar la tasa de interés con la actividad económica. Algunos de estos pensamientos se han constituido en la base de la política monetaria actual y su papel dentro de la economía.

Para ello es preciso abordar a dos grandes economistas e influyentes de la teoría económica actual, el economista sueco Johan Gustaf Knut Wicksell (1851–1926) y el economista norteamericano Irving Fisher (1867–1947). Contemporáneos pero con puntos de vista opuestos respecto de la política monetaria y sus determinantes.

Para Wicksell el diferencial entre la tasa de interés bancaria o nominal y la tasa de interés real o natural es el determinante de la demanda de dinero. Posteriormente el estado está en la obligación de suministrar la oferta monetaria a través del Banco Central en respuesta a la demanda de dinero y es así como se determina la cantidad del circulante en un momento determinado.

Un gran aporte del pensamiento económico de Wicksell es que la política monetaria deberá ser activa frente a la determinación de la tasa de interés de corto plazo, lo cual servirá para controlar la demanda de dinero, el nivel de producción y por lo tanto el nivel general de precios que a futuro se generará como consecuencia de estas acciones. Es así como surge la posibilidad de controlar las expectativas frente al comportamiento de la inflación futura, y es en sí, el pensamiento base de la hoy denominada inflación objetivo dentro de la política monetaria.

Por otro lado la tasa de interés real o natural es la tasa de interés de referencia sobre la cual las tasas de interés de política se deben fijar para inducir ciclos económicos expansionistas o recesivos, una tasa de interés de política por debajo de la tasa de interés real supone que genera ciclos económicos expansivos al incentivar la inversión, el empleo y el consumo, mientras que una tasa de interés de política por encima de la tasa de interés real supone que induce ciclos económicos recesivos al desincentivar la inversión, el empleo y el consumo. Este modelo de pensamiento económico es uno de los principales aportes de Wicksell a la economía moderna.

Para Irving Fisher, por el contrario, es la cantidad de dinero circulante u oferta monetaria el determinante de la tasa de interés nominal. La tasa de interés nominal se calcula según la expresión (1), expresión que es conocida como la Ecuación de Fisher. Esta ecuación calcula la tasa de interés nominal que deberá ser reconocida o exigida acorde con la tasa de interés real o de equilibrio y la inflación. Fisher basa su hipótesis en que la tasa de interés real no está determinada por la tasa de interés nominal y es independiente de las medidas de política monetaria, por lo tanto las medidas de política solo tendrán influencia en la tasa de interés nominal a través de la repercusión en la inflación.

$$i = r + \pi \qquad \text{Ecuación de Fisher} \qquad (1)$$

Dónde:

i : Tasa de interés nominal

r : Tasa de interés real o de equilibrio

π : Tasa de Inflación

A diferencia de Wicksell, para Fisher la política monetaria deberá ser activa interviniendo directamente la oferta monetaria y por esta vía influir en la inflación. Fisher basa su pensamiento en la teoría cuantitativa del dinero, la cual tuvo en Fisher una interpretación económica en la que el nivel de precios dependía de la oferta monetaria estipulada por el Banco Central, ya que como se observa en la expresión (2) las otras variables como la velocidad de circulación y la cantidad de transacciones en una economía en pleno empleo estarían dadas y por lo tanto serían constantes.

$$M * \bar{V} = P * \bar{Q} \quad \text{Teoría Cuantitativa del dinero} \quad (2)$$

$$P = M * \frac{\bar{V}}{\bar{Q}}$$

Dónde:

M : Oferta Monetaria determinada por el Banco Central

V : Velocidad de Circulación del dinero

P : Nivel general de precios

Q : Cantidad de transacciones

Para Fisher existían diversos instrumentos de política a través de los cuales el Banco Central podía afectar de manera directa los saldos monetarios. Estos instrumentos eran la emisión directa de circulante, la determinación del encaje

bancario y la participación activa por parte del Banco Central comprando o vendiendo activos en el mercado financiero o en el mercado de capitales. Instrumentos ampliamente utilizados hoy día por las autoridades monetarias en la búsqueda por incentivar la actividad económica.

Otro gran aporte a la teoría económica detrás de la política monetaria es la regla de Taylor, un aporte a la interpretación de cómo debe ser guiada la política monetaria en la búsqueda del cumplimiento de los objetivos que persigue, los cuales son como ya se han mencionado, lograr un control sobre el nivel de precios y a la vez propender por el crecimiento económico. La regla de Taylor se define como se muestra en la expresión (3) y su objetivo fundamental es buscar un modelo que permita consistencia en la aplicación de las medidas de política monetaria respecto a la fijación de la tasa de interés nominal de corto plazo. El modelo determina cual debería ser la tasa de interés de política a establecer en un momento dado (i_t), con base en el nivel de inflación observado (π_t), la tasa de interés real de equilibrio (r_t^*), el diferencial de inflación con base en la inflación objetivo ($\pi_t - \pi_t^*$) y finalmente la brecha del producto ($y_t - \bar{y}_t$). Esta última calculada de acuerdo con la línea de tendencia de largo plazo del PIB (\bar{y}_t).

$$i_t = \pi_t + r_t^* + \alpha_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_y(y_t - \bar{y}_t) \quad \text{Regla de Taylor} \quad (3)$$

Utilizando otro enfoque teórico basado en el aporte realizado por Milton Friedman a la función de consumo, en el que los agentes toman sus decisiones de consumo con base en los ingresos futuros o de largo plazo y no solo presentes según la función de consumo de Keynes, y con base en la restricción presupuestaria intertemporal, se puede asumir que existe una relación inversa entre la tasa de interés de mercado y el consumo, por lo que ante incrementos (disminuciones) en la tasa de intervención y gracias a los mecanismo de transmisión de la política monetaria, habrá una disminución (aumento) en el consumo. A través de la expresión (4) se puede observar esta relación.

$$\sum_{s=0}^N \frac{C_{t+s}}{(1+r_p)^s} = \sum_{s=0}^N \frac{Y_{l,t+s} - T_{t+s}}{(1+r)^s} + (1+r_a)A_t \quad \text{RPI Consumo} \quad (4)$$

Dónde:

C_{t+s} : Consumo en el período t + s

$Y_{l,t+s} - T_{t+s}$: Ingresos laborales netos de impuesto en el período t + s

r_p : Tasa de interés de mercado pasiva

r_a : Tasa de interés de mercado activa

A_t : Ahorro en el periodo t

Es evidente, por tanto, la existencia de teoría económica que relaciona los incentivos (desincentivos) que se pueden generar en la economía ante disminuciones (aumentos) en la tasa de interés de política y es el objeto del presente trabajo determinar cuál ha sido su impacto en el periodo de análisis.

2. La Tasa de Interés de Política dentro del contexto de Inflación Objetivo en Colombia entre el año 2000 y el 2012.

Después de revisar aspectos importantes sobre teoría económica, fundamentales para entender la relación que existe entre la tasa de interés de política y su relación con el producto, entraremos a revisar el caso colombiano y la aplicación de la denominada inflación objetivo como medida de política, la cual se viene implementando a partir del presente siglo.

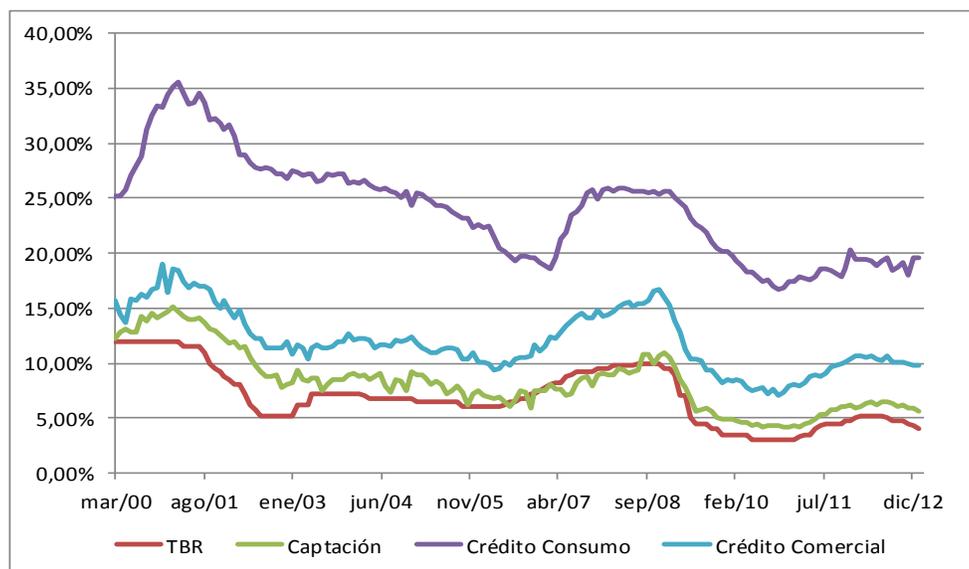
La política monetaria en Colombia ha sido guiada teniendo en cuenta, entre otras consideraciones, la experiencia exitosa en el control de la inflación de países desarrollados como Gran Bretaña y Canadá, e incluso de economías emergentes como la de Israel y Chile. Países en los que se aprovecharon situaciones de crisis económica que derivaron en profundas desaceleraciones del producto y simultáneamente en disminuciones en los niveles estructurales de inflación (Clavijo, 2000).

Con base en el artículo publicado por Gómez (2006) en el que se expone un recuento histórico sobre la implementación de la política monetaria en nuestro país, el Banco de la República viene utilizando desde finales de la década del 90 el esquema de inflación objetivo con el propósito de cumplir con el objetivo principal de la política monetaria de lograr estabilidad de precios, en coordinación con una política macroeconómica que propenda por el crecimiento del producto alrededor de su tendencia de largo plazo.

Para lograr este objetivo, el Banco Central utiliza como instrumento de política, entre otros, la tasa de interés de intervención. Esta tasa en conjunto con las tasas de interés de mercado, las cuales funcionan como mecanismos de transmisión de la política monetaria como se analizará más adelante, permite alterar las decisiones de consumo e inversión de los agentes influyendo de esta manera tanto en el nivel de precios de la economía como en la demanda agregada.

Para el caso colombiano entre el período de análisis (2000 – 2012), según se observa en el gráfico (1) y en el cuadro (1), el comportamiento de las tasas de interés de mercado ha presentado una alta correlación con la tasa de intervención de la política monetaria (TBR). Becerra & Melo (2008), encuentran evidencia empírica sobre esta relación, evidencia que permite concluir sobre la efectividad de las tasas de colocación y captación de las entidades financieras como mecanismos de transmisión de la política monetaria establecida por del Banco Central.

**Gráfico 1: Tasa de interés de intervención (TBR) vs. Tasas de Interés del Mercado.
Colombia 2000 – 2012.**



Fuente: Datos obtenidos de las series estadísticas del Banco de la República

Cuadro 1: Matriz de correlación entre la TBR y las tasas de interés del mercado.

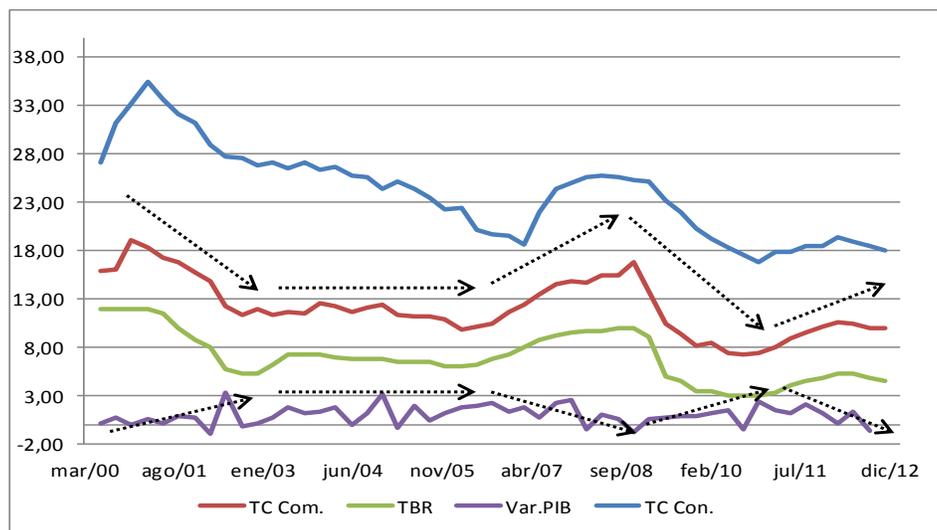
	<i>TBR</i>	<i>TCaptacion</i>	<i>TC.Consumo</i>	<i>TC.Comercial</i>
TBR	1			
TCaptacion	0,9022	1		
TC.Consumo	0,7513	0,8955	1	
TC.Comercial	0,9423	0,9111	0,8312	1

Fuente: Cálculo propio con base en las series de datos tomadas del Banco de la República

Pasando del análisis de la relación que ha existido en Colombia entre la tasa de interés de política con las tasas de interés de mercado, al análisis de la relación entre estas tasas de interés con el producto, podemos observar para el caso colombiano que entre el año 2000 y el año 2012 ha existido cierta correlación negativa entre el comportamiento de las tasas de interés con la variación del producto, según se muestra en el gráfico (2).

Por otro lado, observando la matriz de correlación entre la variación de las tasas de interés y la variación del producto se puede validar lo visto en el análisis gráfico, estas correlaciones se presentan en el cuadro (2).

Gráfico 2: Variación del PIB vs. Tasa de Intervención (TBR), Tasa Créditos Comerciales y Créditos de Consumo. Colombia 2000 – 2012.



Fuente: Datos obtenidos de las series estadísticas del Banco de la República

Cuadro 2: Matriz de correlación entre las tasas de interés con la variación del PIB.

	<i>TC Comercial</i>	<i>TC Consumo</i>	<i>TBR</i>	<i>Var.PIB</i>
<i>TC Comercial</i>	1			
<i>TC Consumo</i>	0,8391	1		
<i>TBR</i>	0,9588	0,7661	1	
<i>Var.PIB</i>	-0,2788	-0,2602	-0,2230	1

Fuente: Cálculo propio con base en las series de datos tomadas del Banco de la República y el DANE

Si bien hay teoría económica ampliamente conocida y evidencia empírica suficiente acerca del papel que las tasas de interés juegan en una economía, el interrogante que surge y principal aporte de la presente investigación es poder estimar la capacidad que las tasas de interés como instrumento de política han tenido en Colombia para influir sobre el comportamiento del producto y por lo tanto concluir que su eficacia no solo se limita al control de la inflación sino también a la de coadyuvar y permitir un entorno macroeconómico estable que propenda a la vez por el crecimiento económico.

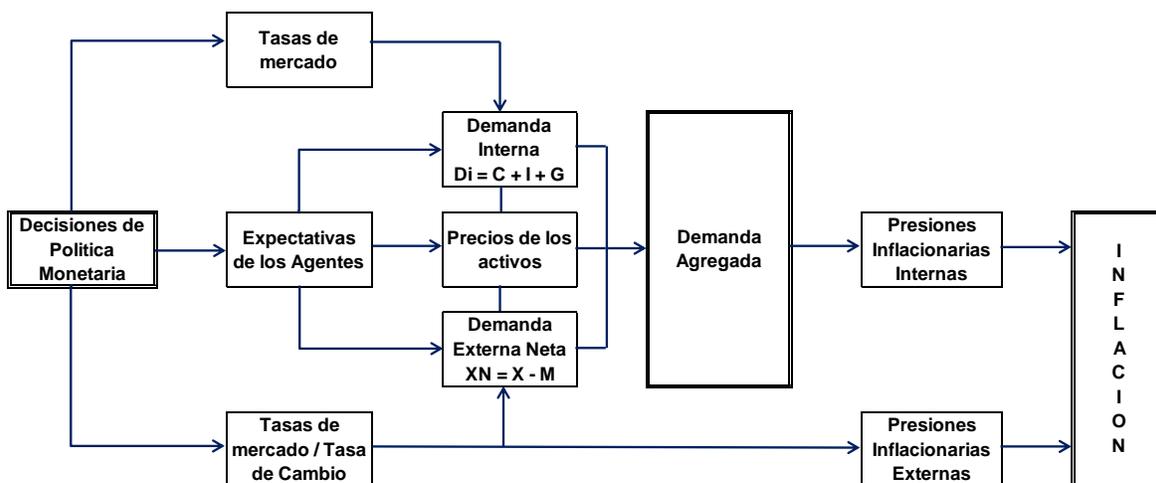
3. Evidencia Empírica sobre la eficacia de la Tasa de Interés de Intervención como Instrumento de Política Monetaria.

Antes de evaluar la eficacia de la tasa de intervención del banco, como instrumento de la política monetaria sobre la variación del producto en Colombia, es importante primero analizar la efectividad de las tasas de interés de mercado como mecanismo de transmisión de la política monetaria. Este análisis nos permitirá concluir a través de evidencia empírica si efectivamente hay una relación entre la tasa de interés de intervención y las tasas de interés de mercado, relación que servirá de canal para que las decisiones de política respecto a la tasa de interés tengan injerencia en la actividad económica.

Existen numerosos análisis sobre la efectividad de los mecanismos de transmisión de la política monetaria para el caso colombiano, Becerra & Melo (2008) muestran evidencia empírica de la relación que hay entre la tasa de intervención del Banco Central con las tasas de interés de captación y colocación de las entidades financieras. Este trabajo concluye que existe mayor capacidad por parte del Banco Central de influir en las tasas de corto plazo que en las de largo plazo, sin embargo, a través de la mayor credibilidad que el emisor vaya obteniendo por parte de los agentes como consecuencia del cumplimiento de las metas impuestas, podrá ir teniendo mayor injerencia en las expectativas y por ende en las tasas de interés de largo plazo, tasas que son las que terminan teniendo finalmente mayor influencia en las decisiones de consumo e inversión y por lo tanto en el nivel de precios y en la actividad económica.

Un análisis gráfico sobre el canal de transmisión de la política monetaria es el realizado por Jalil (2005). En este artículo se describe el canal de transmisión a través de un esquema bastante claro el cual se extractó y se le hicieron algunas modificaciones según se muestra en el cuadro (3).

Cuadro 3: Esquema de Transmisión de la Política Monetaria



Fuente Jalil, M. (2005). Adaptado y modificado de Reportes del Emisor No. 77 por el autor.

Otro artículo que muestra evidencia empírica sobre las elasticidades entre la tasa de intervención de política y las tasas de interés de mercado es el desarrollado por Huertas, Jalil, Olarte & Romero (2005), el cual tiene por objeto detectar los efectos que tiene la tasa de intervención del Banco Central sobre las tasas de interés de la economía, tasas activas y pasivas del sector financiero, las cuales funcionan como mecanismos de transmisión de la política monetaria.

Huertas et al. (2005), realizan las estimaciones a través del análisis de estadística descriptiva, por la dificultad de trabajar con series escalonadas como lo es la serie de la tasa de intervención del Banco Central, y a través de la utilización de modelos VAR. A través de estas dos metodologías los autores llegan finalmente a la conclusión que existe efectos de corto plazo de la tasa de intervención del Banco Central sobre las tasas de interés activa y pasiva del sector financiero, conclusión que nos permite evidenciar, nuevamente, la eficacia de las tasas de interés de mercado como mecanismos de transmisión de la política monetaria.

Una vez analizada la eficacia de las tasas de interés de mercado como mecanismo de transmisión de la política monetaria, abordaremos el análisis sobre el efecto de la tasa de intervención de política monetaria en la actividad

económica. Es importante mencionar el aporte que se hace con el presente trabajo al avanzar un poco más allá en el análisis de la relación que hay entre la tasa de intervención de política y las tasas de mercado, motivación guiada por trabajos de investigación previos donde se sugiere dicho avance según Huertas et al. (2005) y que citamos a continuación.

“Es importante aclarar que el alcance de este trabajo es limitado, ya que sólo pretende encontrar las relaciones que existen entre dichas tasas, sin llegar hasta al efecto final que pueda tener sobre la demanda agregada y la inflación. No obstante, las conclusiones del documento puedan servir como punto de partida para un estudio más amplio sobre el canal de crédito.” (Huertas et al, 2005, p. 2).

En este sentido y antes de iniciar con la citación del modelo teórico que servirá de base para el desarrollo del planteamiento del modelo econométrico, referenciaremos el trabajo desarrollado por Restrepo, Martínez & Lopera (2011), cuyo objeto es estudiar el efecto de los cambios de las tasas de interés en el ciclo económico. Estos autores estimaron para las variables PIB y tasa de interés sus tendencias de largo plazo para luego calcular las brechas de las variables en cuestión, es decir, la desviación del PIB efectivo de su valor potencial, y la desviación de la tasa de interés de su nivel de equilibrio en el largo plazo. Estos autores después de obtener las desviaciones del producto y de la tasa de interés de sus valores de equilibrio de largo plazo, realizaron estimaciones empíricas con el objeto de determinar cómo la desviación de la tasa de interés sobre su nivel de equilibrio ha inducido en los ciclos económicos de la economía colombiana.

En este trabajo se concluye, a través de la implementación de modelos VAR que la política monetaria tiene efectos sobre el ciclo económico en Colombia. Estos efectos son producidos a través de la tasa de interés de la política monetaria, la cual genera cambios sobre la tasa de interés de mercado y por lo tanto modificaciones en la brecha entre éstas y la tasa de interés real natural (TIRN). Recordemos que por definición la TIRN es la tasa a la que la demanda y la oferta

se equilibran en el mercado de bienes reales y por lo tanto es neutral a los precios, Wicksell, J. (1898).

En el trabajo presentado por Restrepo et al. (2011), se observa evidencia empírica acerca del pensamiento Wickselliano, la brecha entre la TIRN y la tasa de interés de mercado es consistente con la fase del ciclo económico. Es decir, si la brecha entre la TIRN y la tasa de mercado es positiva ($TIRN - T_m > 0$), se estimula la inversión, el empleo y el consumo ubicando a la economía en una fase de auge y por tanto de crecimiento económico. Por otro lado si esta brecha es negativa ($TIRN - T_m < 0$), se desincentiva la inversión, el empleo y el consumo ubicando a la económica en una fase de desaceleración y por lo tanto de decrecimiento económico o fase recesiva.

Restrepo et al. (2011) a través de la implementación de un modelo VAR, encuentran que el impacto de la política monetaria en la brecha del producto es considerable. Un movimiento de 25pb en la tasa de intervención de la política monetaria genera un cambio en la brecha del producto del orden de 0.001519 puntos porcentuales. Se encuentra también, que la brecha en las tasas de interés genera efectos sobre el ciclo económico que pueden persistir por periodos que oscilan entre 7 a 9 trimestres. Este resultado lo contrastaremos más adelante con los resultados obtenidos en las estimaciones realizadas y presentadas en la última sección de nuestro trabajo.

4. El Modelo IS – LM, un modelo teórico para encontrar una forma funcional de la forma $Y = f(i)$

A partir del modelo IS – LM o modelo de Hicks – Hansen se deduce la ecuación de la demanda agregada que permite establecer una forma funcional en la cual la tasa de interés aparece como una variable explicativa de la demanda agregada.

4.1. El mercado de bienes.

El mercado de bienes está representado en el modelo IS-LM por la curva IS. Esta curva muestra las combinaciones de tipo de interés y niveles de producción con los que el gasto planeado es igual al ingreso.

La curva IS se obtiene de la siguiente manera:

$$\text{Sea} \quad DA = C + I + G + XN \quad (5)$$

Donde DA representa la demanda agregada, C es el gasto en bienes de consumo, I es la inversión, G es el gasto público y XN las exportaciones netas.

$$\begin{aligned} C &= \bar{C} + c(Y - T + TR) \rightarrow C = \bar{C} + cY - cT + cTR \\ T &= tY \\ I &= \bar{I} - bi \\ G &= \bar{G} \\ XN &= X\bar{N} \\ DA &= \bar{C} + cY - ctY + cTR + \bar{I} - bi + \bar{G} + X\bar{N} \end{aligned} \quad (6)$$

donde

$$\bar{A} = \bar{C} + cTR + \bar{I} + \bar{G} + X\bar{N}$$

\bar{A} es el componente autónomo de la demanda agregada, es decir, la parte de la demanda agregada que no es determinada dentro del modelo, no es afectada ni por el nivel de ingreso y ni por el tipo de interés, b es la sensibilidad del gasto de inversión al tipo de interés y c es la propensión marginal a consumir.

Partiendo de una situación de equilibrio $Y = DA$, es decir, una situación en la cual la demanda agregada es igual a la producción, tenemos que:

$$Y = \bar{A} + cY - ctY - bi \quad (7)$$

Despejando Y , se obtiene:

$$Y = \frac{1}{1 - c(1 - t)} (\bar{A} - bi)$$

Donde (8)

$$\alpha_G = \frac{1}{1 - c(1 - t)}$$

Donde α_G es el multiplicador del gasto. Un gasto primario genera una serie de gastos inducidos, de manera que el gasto final total, será un múltiplo de dicho gasto primario. Esta idea fue introducida de manera rigurosa por el economista Ingles John Maynard Keynes.

Despejando i en la ecuación de la curva IS, obtenemos que:

$$i = \frac{\bar{A}}{b} - \frac{Y}{\alpha_G b} \quad \text{Ecuación de la curva IS} \quad (9)$$

Se observa que, mientras mayor sea b más plana será la curva IS, esto implica que un pequeño aumento en la tasa de interés provoca una reducción significativa de la inversión y, por tanto, una reducción de la demanda agregada y una disminución del ingreso nacional. Si b es pequeño, la curva IS será muy inclinada, lo cual implica que, el gasto de inversión no responderá significativamente a las variaciones del tipo de interés.

Mientras más grande sea el multiplicador más plana será la curva IS, ello implica que una reducción del tipo de interés al provocar un aumento de la inversión,

genera de igual manera un aumento del ingreso. Un multiplicador grande implica que un pequeño aumento en el gasto de inversión genera un aumento significativo del ingreso.

Cabe destacar que las variaciones de los parámetros tales como el multiplicador y la sensibilidad del gasto de inversión al tipo de interés, solo generan cambios en la pendiente de la curva IS.

La posición de la curva IS está determinada por el nivel del componente autónomo de la demanda agregada. Un aumento del gasto autónomo eleva la demanda agregada dada cualquier combinación de tipo de interés y nivel de ingreso. Un aumento del gasto autónomo desplaza la curva IS hacia la derecha y una disminución del mismo, desplaza la curva IS hacia la izquierda.

4.2. El mercado de dinero

Vamos ahora a describir como se determina el equilibrio en el mercado de dinero, es decir, como interactúan la oferta y la demanda de dinero. Cabe destacar que la demanda de dinero es una demanda de saldos monetarios reales, lo que realmente importa no son las tenencias nominales de dinero sino la capacidad de compra de dicho dinero.

La demanda de saldos monetarios reales viene dada por la siguiente ecuación:

$$L = kY - hi \tag{10}$$

Donde L denota la demanda de saldos monetarios reales, k la sensibilidad de la demanda de dinero al aumento del ingreso, Y es el producto agregado de la economía o ingreso nacional y h la sensibilidad de la demanda de saldos monetarios reales a las variaciones del tipo de interés.

La oferta de saldos monetarios reales viene dada por:

$$\frac{M}{\bar{P}} \quad (11)$$

Donde \bar{M} es la oferta de dinero nominal, \bar{P} es el nivel agregado de precios.

Para hallar el equilibrio en el mercado de dinero, debemos igualar la oferta y la demanda de dinero, la expresión resultante será la siguiente:

$$i = \frac{1}{h} \left(kY - \frac{M}{\bar{P}} \right) \quad (12)$$

Esta expresión es conocida como la ecuación de la curva LM

La curva LM representa todas las combinaciones de tipo de interés y niveles de producción que equilibran el mercado de dinero, es decir, se igualan la oferta y la demanda de dinero.

Al igualar las ecuaciones de las curvas IS y LM, obtenemos las combinaciones de tipos de interés y niveles de producción que equilibran simultáneamente el mercado de bienes y el mercado de dinero. El modelo IS-LM pretende explicar que determina el tipo de interés y el nivel de producción.

Tanto el tipo de interés como el nivel de producción, están determinados por el equilibrio entre el mercado de bienes y el mercado de dinero. Cada punto de equilibrio entre la curva IS y la curva LM es un punto de la curva de demanda agregada.

Igualando (12) con (9), el equilibrio entre el mercado de bienes y el mercado de dinero se obtiene:

$$\frac{\bar{A}}{b} - \frac{Y}{\alpha_G b} = \frac{1}{h} \left(kY - \frac{M}{\bar{P}} \right)$$

Despejando Y :

$$Y = \frac{\alpha_G h}{h + \alpha_G b k} \bar{A} + \frac{\alpha_G b}{h + \alpha_G b k} \frac{M}{\bar{P}} \quad \text{Ecuación de la demanda agregada} \quad (13)$$

Recordemos que h es la sensibilidad o elasticidad de la demanda de dinero a las variaciones del tipo de interés y b es la sensibilidad o elasticidad de la inversión a movimientos en la tasa de interés, por lo tanto la ecuación de la expresión (13), nos permite relacionar la tasa de interés con la demanda agregada a través de los efectos que genera sus variaciones en la demanda de dinero y por lo tanto en el consumo y en la inversión.

El primer término de la expresión (13) contiene el componente autónomo \bar{A} . Como se vio anteriormente sabemos que este componente autónomo está en función de la política fiscal a través del gasto público. Por lo tanto el gasto público será otra variable a tener en cuenta dentro del modelo, lo cual nos permitirá analizar en conjunto con la tasa de interés su impacto dentro del producto en el periodo de análisis.

El segundo término está determinado entre otras variables por la oferta monetaria, por lo que consideramos de gran importancia analizar en conjunto con las otras variables el impacto que un agregado monetario como M3 ha tenido sobre el comportamiento del producto.

Finalmente a través de la expresión (13) determinaremos una forma funcional que nos permita analizar el impacto o injerencia que ha tenido la intervención del Banco Central en el producto a través de movimientos en la tasa de interés. Otras

variables de importancia dentro de esta expresión, que serán tenidas en cuenta dentro del modelo empírico, para analizar su impacto sobre el producto de manera simultánea con los movimientos de la tasa de interés serán el Consumo, el Gasto Público y la oferta monetaria ampliada (M3) como se mencionó con anterioridad.

La forma funcional que se utilizará dentro del modelo empírico será como se muestra en la expresión (14):

$$Y = f(C, G, i, M3) \quad (14)$$

Dónde:

Y : Demanda Agregada o PIB

C : Consumo de los Hogares

G : Gasto Público

i : Tasa de Interés

M3 : Oferta Monetaria Ampliada

5. Un modelo empírico de análisis estructural para estimar el impacto de política monetaria sobre la actividad económica en Colombia.

El trabajo econométrico se inició con la recolección de datos secundarios para las variables del modelo, estos datos tienen la forma de series de tiempo y su periodicidad es trimestral. Se trabajó con datos extractados de las bases de datos del Banco de la República y del DANE. Las series se construyeron con periodicidad trimestral tomando la información de cada una de las variables a corte de cada trimestre entre el año 2000 y el año 2012, es decir, los datos publicados para los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año.

Dado que las variables poseen las características propias de las series de tiempo, se procedió a hacer la transformación de cada una de ellas en logaritmo y en primera diferencia para eliminar potenciales problemas que pudieran surgir dentro del modelo y que derivaran en un modelo poco confiable con problemas de inconsistencia en sus estimadores o en el término de error. Por otro lado, trabajar con las variables en logaritmo nos permite interpretar los resultados del impacto de las variables explicativas sobre la variable endógena a través de sus elasticidades, lo cual facilita la interpretación de las estimaciones. En el anexo (1) se muestra gráficamente cada una de las variables utilizadas tanto en su forma original como transformadas.

Tanto para la variable endógena PIB, como para las variables explicativas Consumo de los Hogares (CH) y el Gasto Público (G), se recopiló la data publicada por el DANE para el final de cada uno de los trimestres entre el primer trimestre (1Q) del 2000 hasta el cuarto trimestre (4Q) del 2012.

Para determinar la tasa de interés como variable exógena dentro del modelo, se tomó la tasa de los créditos comerciales (TCC) por su mayor nivel de correlación con la tasa de intervención de política según se observó en el cuadro (1). Adicionalmente se realizó un modelo de regresión sobre esta variable con el objetivo de determinar su eficacia como mecanismo de transmisión en el periodo de análisis como se verá más adelante. La información de las tasas de interés de intervención y de mercado fue extractada de la base de datos publicada por el Banco de la República para el final de cada trimestre entre el 1Q del 2000 y el 4Q del 2012. Finalmente el agregado monetario ampliado M3, se tomó de la base de datos publicada por el Banco Central para el final de cada uno de los trimestres comprendidos en el período anteriormente mencionado.

La connotación utilizada dentro del modelo empírico como consecuencia de la transformación de las variables en logaritmo y primera diferencia, como se explicó

con anterioridad, se describen en la forma funcional de la expresión (15) y que es derivada de la original mostrada en la expresión (14).

$$DLPIB = f(DLCH, DLG, DLTCC, DLM3) \quad (15)$$

Dónde:

DLPIB: Es la primera diferencia del logaritmo natural de la serie trimestral del PIB entre el 1Q 2000 y el 4Q del 2012. Como se puede observar en la expresión (15), esta será la variable endógena dentro del modelo a estimar y la relación esperada con las variables exógenas se explicará a continuación dentro de cada una de las variables explicativas del modelo.

DLCH: Es la primera diferencia del logaritmo natural de la serie publicada por el DANE del Consumo de los Hogares en Colombia, su periodicidad es trimestral dentro del periodo de análisis y se espera que sea la variable cuyo parámetro estimado sea el de mayor injerencia sobre la variable endógena dada su importancia dentro de la actividad económica en Colombia. Acorde con la recopilación de teoría económica vista en la sección 1, se espera que la relación de esta variable sobre la endógena sea directa y por lo tanto el signo del parámetro estimado para la variable *DLCH* sea positivo.

DLG: Es la primera diferencia del logaritmo natural de la serie publicada por el DANE para el Gasto Público en Colombia. Su periodicidad es trimestral y con base en la teoría económica revisada se espera una relación directa con la variable endógena y por lo tanto que el parámetro estimado para esta variable tenga un signo positivo.

DLTCC: Es la primera diferencia del logaritmo natural de la serie publicada por el Banco de la Republica para la tasa de los créditos comerciales (TCC) en Colombia vigente al final de cada trimestre entre el año 2000 y el año 2012. Según la teoría

económica ya analizada, la relación entre la tasa de interés y el comportamiento del producto es inversa, por lo que se espera que el signo del parámetro estimado para la variable *DLTCC* sea negativo.

Para validar que en el período de análisis el mecanismo de transmisión haya funcionado de manera adecuada a través de la TCC, y por lo tanto que la variable *DLTCC* sirva como variable explicativa para calcular el efecto de los movimientos de la tasa de interés de política sobre la actividad económica, se corrió un modelo de regresión lineal multivariado⁴ en el que la tasa de interés de créditos comerciales opera como la variable endógena y en el que la tasa de intervención de política monetaria (TBR) aparece como una de las variables explicativas dentro de este modelo.

Las estimaciones realizadas detrás de este modelo se muestran en la tabla (1), una breve descripción de la metodología empleada detrás de su construcción y las pruebas sobre los estimadores y el término de error que confirman la confiabilidad del modelo y sus estimaciones se muestran en el anexo (2).

Tabla 1: Estimaciones Modelo Mecanismo de Transmisión

Dependent Variable: DLTCC
 Method: Least Squares
 Date: 05/15/13 Time: 23:12
 Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q4
 Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTBR	0.563795	0.057934	9.731621	0.0000
DLIPC(-2)	1.204135	0.517471	2.326962	0.0244
DLM3(-1)	-0.464384	0.191863	-2.420400	0.0195
R-squared	0.669798	Mean dependent var		-0.009827
Adjusted R-squared	0.655442	S.D. dependent var		0.086495
S.E. of regression	0.050772	Akaike info criterion		-3.063682
Sum squared resid	0.118578	Schwarz criterion		-2.947857
Log likelihood	78.06022	Hannan-Quinn criter.		-3.019738
Durbin-Watson stat	2.055541			

⁴ Modelo de regresión lineal multivariado por definición es aquel que describe la relación lineal que existe entre múltiples variables explicativas o regresores con la variable endógena o regresando.

El modelo estimado se muestra a continuación en la expresión (16).

$$DLTCC = 0.56 * DLTBR + 1.20 * DLIPC(-2) - 0.46 * DLM3(-1) \quad (16)$$

De manera breve se puede decir que para el período comprendido entre el 1Q del 2000 y el 4Q del 2012 hay evidencia empírica de la existencia del mecanismo de transmisión a través de la tasa de los créditos comerciales (TCC). Los resultados sugieren que ante un incremento de 100pb en la tasa de intervención de política (TBR), la tasa de los créditos comerciales reacciona con un incremento en promedio de 56pb en el mismo período en el que ocurre el cambio en la TBR.

El modelo sugiere que la TCC opera de manera rezaga ante variaciones en el IPC en el mismo sentido de este y con un rezago menor la TCC reacciona ante variaciones en M3 pero en sentido contrario. Este análisis se hace exclusivamente con el objetivo de validar dentro del periodo de análisis de nuestro trabajo que la TCC si haya funcionado como parte del mecanismo de transmisión ya citado y por tanto sirva como variable explicativa para determinar la injerencia de movimientos en la tasa de interés sobre el producto, lo cual es el objetivo principal de nuestro análisis.

DLM3: Es la primera diferencia del logaritmo natural de la serie de datos publicada por el Banco de la Republica para la Oferta Monetaria Ampliada M3 en Colombia. La frecuencia de la serie, al igual que las demás variables ya explicadas es trimestral. Con base en la teoría económica revisada a lo largo del trabajo, se espera que haya una relación directa entre la oferta monetaria ampliada y el comportamiento del producto, por lo que el signo del parámetro estimado de la variable *DLM3* se espera que sea positivo.

Al igual que la tasa de interés, la variable *DLM3* es de gran importancia dentro de nuestro análisis ya que se espera que como instrumento de política monetaria también tenga efecto dentro de la actividad económica. De hecho analizando la

coyuntura actual, en las decisiones más recientes de política monetaria de instituciones de gran credibilidad, como la FED (Reserva Federal o Banco Central de Estados Unidos), el BCE (Banco Central Europeo) y el BOJ (Banco Central de Japón), se ha utilizado inyecciones de liquidez de manera periódica y permanente en aras de influir de manera positiva en la actividad económica de sus respectivas economías, lo que evidencia la influencia de escuelas de pensamiento económico que se inclinan por la no neutralidad del dinero en la economía en estas instituciones y por tanto la importancia de los agregados monetarios para influir en la actividad económica en el corto plazo.

Las estimaciones realizadas se hacen a través de un modelo de regresión lineal multivariado utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). El modelo utilizado posee la estructura señalada en la expresión (17).

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon \quad (17)$$

Por último dentro de la metodología realizada se desarrollaron diferentes modelos de regresión lineal múltiple usando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Con base en los diferentes modelos realizados y en los resultados obtenidos el modelo seleccionado se muestra en la expresión (18), los resultados de las estimaciones se pueden observar en la tabla (2) y los resultados de los test estadísticos realizados para verificar la bondad del modelo se analizarán a continuación.

$$DLPIB = -0.033 * DLTCC(-2) + 0.085 * DLM3(-2) + 0.54 * DLCH + 0.21 * DLG \quad (18)$$

Como se observa en la tabla (2), los estimadores encontrados para las variables explicativas dentro del modelo son estadísticamente significativos para un nivel de significancia del 5%. Por otro lado, si analizamos los signos de los coeficientes, vemos que están acordes con los esperados y son coherentes con la teoría económica citada en las secciones anteriores.

Tabla 2: Estimaciones Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB

Dependent Variable: DLPIB

Method: Least Squares

Date: 07/15/13 Time: 21:05

Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q4

Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTCC(-2)	-0.032683	0.013338	-2.450421	0.0182
DLM3(-2)	0.084656	0.035094	2.412252	0.0200
DLCH	0.535059	0.119934	4.461276	0.0001
DLG	0.212642	0.056835	3.741391	0.0005
R-squared	0.460761	Mean dependent var		0.010481
Adjusted R-squared	0.424812	S.D. dependent var		0.010057
S.E. of regression	0.007628	Akaike info criterion		-6.835992
Sum squared resid	0.002618	Schwarz criterion		-6.681558
Log likelihood	171.4818	Hannan-Quinn criter.		-6.777400
Durbin-Watson stat	2.423174			

Para verificar la bondad y precisión del modelo, se evaluó que los estimadores y el término de error cumplieran las propiedades básicas de los modelos de regresión lineal⁵. Adicionalmente se evaluó la consistencia de los estimadores a través del análisis de cambio de estructura y análisis de multicolinealidad entre las variables del modelo. Para mayor profundidad en el análisis del desarrollo econométrico, en el anexo (3) se muestra el detalle de los test realizados con sus respectivas características y descripciones.

Una vez realizado las diferentes pruebas a los residuales y a los estimadores del modelo de regresión lineal utilizado para calcular la injerencia de la política monetaria en la actividad económica en Colombia, podemos concluir que los estimadores encontrados cumplen las propiedades de linealidad, insesgamiento, eficiencia y que adicionalmente son estimadores consistentes.

Por lo tanto, acorde con los resultados del modelo y las pruebas realizadas, podemos interpretar los resultados y decir que se ha encontrado evidencia estadística para el período entre el 1Q del 2000 y el 4Q del 2012 que muestra que ante un incremento (disminución) de 100pb en la tasa de los créditos comerciales

⁵ Estas propiedades son las de Insesgamiento, Independencia y Homocedasticidad

(TCC), la tasa de variación del PIB disminuye (incrementa) en promedio 3.26pb, efecto que se ve reflejado en el corto plazo y dentro de los meses siguientes a la variación de la TCC. El efecto rezagado de la TCC sobre el producto, que para nuestro análisis es de 2 períodos, se debe a factores como la efectividad del canal de transmisión, al tiempo que trascurre entre la intervención de la tasa de política y aquel en el que las entidades financieras ajustan sus expectativas y toman sus decisiones respecto a las tasas de captación y colocación de mercado, a la credibilidad que el Banco Central tenga dentro de los agentes por el cumplimiento previo de metas establecidas, entre otros factores generadores de dicho rezago.

Siguiendo con la interpretación de los resultados, se puede decir también que se ha encontrado evidencia empírica que muestra que ante incrementos (disminuciones) en el agregado monetario M3 del orden de 100pb, la tasa de variación del producto se ve afectada en promedio en un alza (disminución) de 8.47pb. Al igual que el efecto que genera el cambio de la TCC sobre la variación del PIB, se puede concluir que el efecto del cambio de M3 en la variación del PIB es en el corto plazo y en los meses siguientes al cambio en M3. El efecto de esta variable sobre el producto también ocurre con un rezago de dos períodos, el cual puede ser ocasionado por el tiempo que trascurre entre las decisiones de política que impactan indirectamente a los agregados monetarios y su efecto final en la economía, efecto que está influenciado por las expectativas de los agentes, las cuales no se ajustan de manera inmediata y por ende la ocurrencia de dichos rezagos.

Con base en los anteriores resultados encontrados también se puede decir que se ha encontrado evidencia empírica de la no neutralidad del dinero en la economía colombiana en el periodo 2000-2012 y por tanto podemos concluir que ha existido injerencia en el corto plazo de los agregados monetarios sobre las variables reales de la economía⁶.

⁶ Marín & Hurtado (2006) también llegan a esta conclusión en el caso colombiano para el periodo comprendido entre el año 1970 y 2000.

Analizando el coeficiente encontrado para la variable *DLCH*, se puede decir que los cambios en el consumo también generan un efecto directo sobre la variación del producto. Se ha encontrado evidencia estadística que permite concluir que ante aumentos (disminuciones) de un 1% en el consumo, el PIB aumenta (disminuye) en promedio 0.535%, el efecto del cambio en el consumo sobre el cambio en el PIB se dan en el mismo periodo, a diferencia de los de la TCC y de M3, que tienen un efecto rezagado como se describió con anterioridad. Como se esperaba, la magnitud del impacto en el producto por cambios en el consumo de los hogares es el mayor dentro de las variables explicativas del modelo.

Finalmente se puede decir que se ha encontrado evidencia empírica que permite concluir que ante aumentos (disminuciones) del 1% en el gasto del gobierno, la variación del PIB se ve afectada, en promedio, en un aumento (disminución) del 0.213%. Al igual que ocurre con el cambio en el consumo de los hogares, esta injerencia sobre el producto sucede durante el mismo periodo que ocurre el cambio en el gasto público.

5.1. Conclusiones y algunas consideraciones.

Con base en las estimaciones realizadas, se encontró evidencia empírica para Colombia en el período comprendido entre el año 2000 y el año 2012 acerca de la relación que existe entre la tasa de intervención del Banco de la República (TBR) y una de las tasas de mercado que funciona como mecanismo de transmisión de la política monetaria como lo es la tasa de los créditos comerciales (TCC). Como se evidenció en las estimaciones realizadas, la TCC reacciona a las variaciones de la tasa de intervención de política (TBR). Hay evidencia estadística que señala que por cada 100pb que se incrementa (disminuye) la TBR, la TCC se incrementa (disminuye) en promedio 56pb en el corto plazo y ante el cambio en la TBR.

La anterior estimación encontrada, nos permite concluir que la TCC ha funcionado durante el periodo de análisis como mecanismo de transmisión de la política monetaria repercutiendo en el costo del crédito comercial en el sentido previsto por la Junta Directiva del Banco de la Republica al momento de tomar decisiones de política monetaria.

Por otro lado, el efecto que ha tenido la tasa de interés sobre la actividad económica, medida a través del costo de los créditos comerciales sobre la actividad económica es consistente con la teoría económica y acorde en signo con lo esperado. Es así como podemos decir a través de la evidencia empírica encontrada en el periodo comprendido entre el año 2000 y el año 2012, que una variación al alza (o a la baja) de 100pb en la tasa de interés de los créditos comerciales (TCC), generó una desaceleración (aceleración) en la actividad económica en promedio del 3.26pb. Esta injerencia de la tasas de interés de los créditos comerciales en la actividad económica solo es interpretable en el corto plazo y se logra dentro de los meses siguientes al cambio en la TCC. Una conclusión igual en signo y similar en magnitud se encontró en el trabajo desarrollado por Restrepo et al. (2011) como se mencionó con anterioridad.

Finalmente cabe mencionar que existe evidencia empírica para el caso Colombiano de la no neutralidad del dinero en la economía durante el período 2000 – 2012. En las estimaciones realizadas la evidencia muestra que un incremento (disminución) en la base monetaria ampliada (M3) del orden del 1%, generó un incremento (disminución) en la actividad económica en promedio de 0.085%. Este efecto en la actividad económica es también interpretable solo en el corto plazo y ocurre dentro de los meses siguientes al cambio en el agregado monetario.

Debido a la evidencia estadística encontrada podemos decir que tanto las decisiones que se tomen respecto a la tasa de interés como instrumento de política, y aquellas que se tomen afectando indirectamente a un agregado

monetario ampliado como M3, han tenido su efecto en la actividad económica en Colombia entre el año 2000 y el año 2012, lo anterior nos permite concluir que la política monetaria debe tener consideraciones tanto de tipo monetario como de tasa de interés para generar el efecto deseado en la actividad económica y así permitirle al Banco Central cumplir con el objetivo de la política monetaria de lograr estabilidad de precios, en coordinación con una política macroeconómica que propenda por el crecimiento del producto alrededor de su tendencia de largo plazo.

Referencias Bibliográficas:

- ✓ Becerra, O. & Melo, L. (2008). Transmisión de tasas de interés bajo el esquema de metas de inflación: evidencia para Colombia. *Borradores de Economía del Banco de la República*, 519.
- ✓ Clavijo, S. (2000). *Reflexiones sobre política monetaria e "inflación objetivo" en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.
- ✓ De Gregorio, J. (2007). Consumo. *Macroeconomía. Teoría y Políticas* (pp. 63-100). México: Pearson Education.
- ✓ Espinoza, E., Iraheta, M. & Sánchez, A. (2012). *Modelo Econométrico para el Crecimiento Económico y la Inflación en Centroamérica y República Dominicana*. Consejo Monetario Centroamericano.
- ✓ European Central Bank (2010). Monetary policy transmission in the Euro area, a decade after the introduction of the Euro. *ECB Monthly Bulletin*.
- ✓ Fisher, I. (2009). *100% Money and the Public Debt*. Thailand: ThaiSunset Publications.
- ✓ Fisher, I. (1999). *La Teoría del Interés* (Primera ed.) Madrid: Unión Editorial.
- ✓ Giraldo, A. (2006). La neutralidad del dinero y la Dicotomía clásica en la Macroeconomía. *Cuadernos de Economía*, 25(45), (75-93).
- ✓ Gómez, J. (2006). La política monetaria en Colombia. *Borradores de Economía. Banco de la República*.
- ✓ Greene, W. (2002). *Econometric Analysis*. (Quinta ed.) México: Prentice Hall.
- ✓ Gujarati, D. & Porter, D. (2010). *Econometría*. (Quinta ed.) México: Mc Graw Hill.
- ✓ Herrou, A. (2003). La Regla de Taylor para la Tasa de Interés. *Cuadernos de Economía Pontificia Universidad Católica de Chile*.
- ✓ Huertas, C., Jalil, M., Olarte, S., & Romero, J. (2005). Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia. *Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República*.

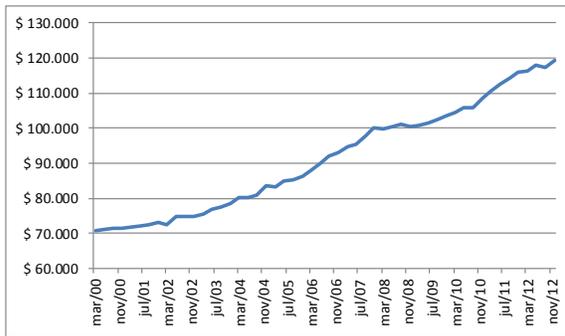
- ✓ Jalil, M. (2005). Algunos comentarios sobre la transmisión de la política monetaria y el canal del crédito. *Reportes del Emisor*, 77.
- ✓ Joung, L. (2002). National or international inflation targeting? The Wicksellian dilemma of Sweden and the United Kingdom. *Journal of Public Policy*.
- ✓ Leiderman, L. & Bar-or, H. (2000). Monetary Policy Rules and Transmission Mechanisms Under Inflation Targeting in Israel. *Bank of Israel*.
- ✓ Leijonhufvud, A. (1997). *Wicksells Erbe*. Düsseldorf: Klassiker der Preis- und Geldtheorie.
- ✓ Mankiw, G. (2005). *Macroeconomía*. (Cuarta ed.) Barcelona: Antony Bosch Editor.
- ✓ Marín, A., Hurtado, A. (2006). Un aporte al debate sobre la neutralidad del dinero: evidencia empírica del caso colombiano en el periodo 1970-2000. *Ensayos de Economía*.
- ✓ Marín, A. (2006). *Análisis de la relación entre inversión pública e inversión privada en Colombia, periodo 1950-2001. Un análisis por medio de la cointegración*. (Tesis de grado sin publicar). Universidad Nacional, Colombia.
- ✓ Orphanides, A. (2007). Taylor Rules. *Division of Monetary Affairs, Federal Reserve Board*.
- ✓ Restrepo, S., Martínez, L. & Lopera, M. (2011). Una estimación de los impactos de la tasa de interés en el ciclo económico de Colombia: 1986 – 2010. *Perfil de Coyuntura Económica No. 18. Universidad de Antioquia*.
- ✓ Rosende, F. (2002). La nueva síntesis Keynesiana: Análisis e implicaciones de Política Monetaria. *Cuadernos de Economía Pontificia Universidad Católica de Chile*.
- ✓ Woodford, M. (2001). *The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy*. New Jersey: Princeton University.
- ✓ Wooldridge, J. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. (Segunda ed.) The MIT Press.

Anexos

Anexo 1: Gráficos para las variables originales y las variables transformadas.

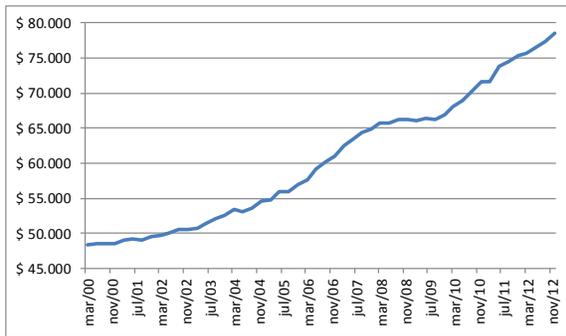
Gráficos Variables Originales:

PIB



Fuente: Departamento Nacional de Estadísticas DANE.

CONSUMO



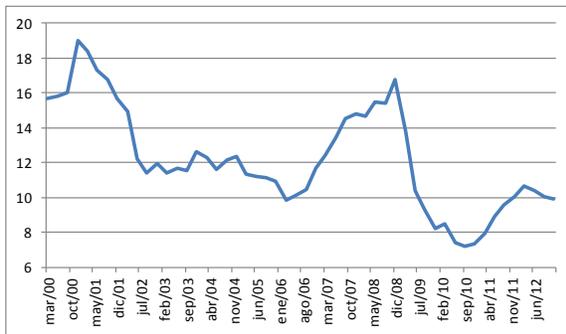
Fuente: Departamento Nacional de Estadísticas DANE.

GASTO



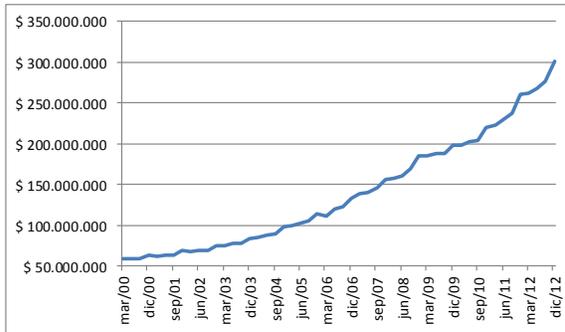
Fuente: Departamento Nacional de Estadísticas DANE.

TCC



Fuente: Banco de la Republica

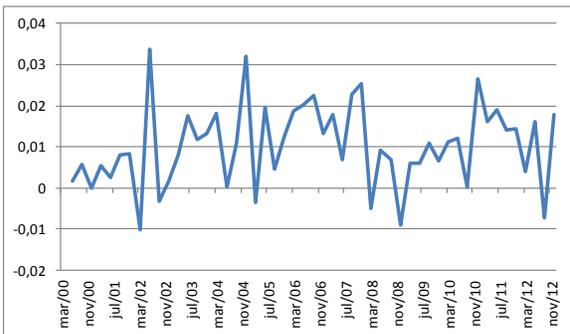
M3



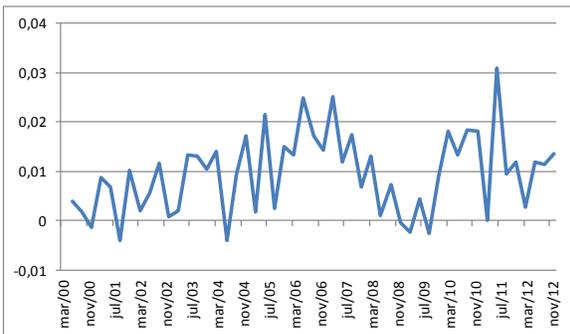
Fuente: Banco de la Republica

Gráficos Variables Transformadas:

DLPIB

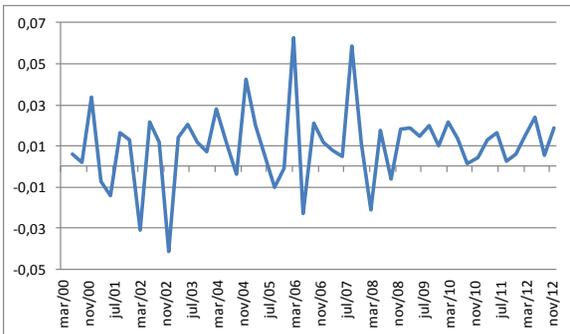


DLCH



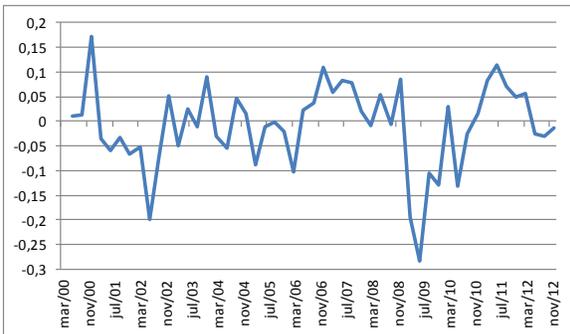
Fuente: Calculos Propios

DLG



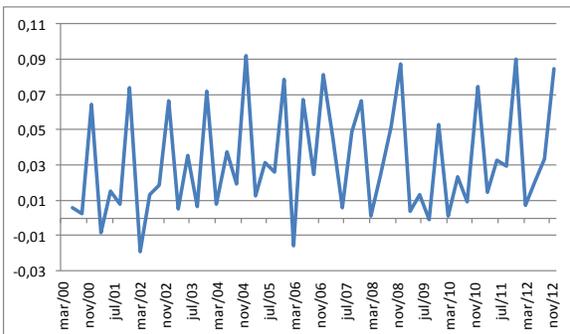
Fuente: Calculos Propios

DLTCC



Fuente: Calculos Propios

DLM3



Fuente: Calculos Propios

Anexo 2: Metodología y pruebas realizadas al Modelo Tasa Créditos Comerciales como mecanismo de transmisión.

El trabajo econométrico para la construcción del modelo de regresión lineal múltiple se inició con la recolección de datos secundarios para las variables del modelo, estos datos tienen la forma de series de tiempo y su periodicidad es trimestral. Al igual que en el Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB se trabajó con datos extractados de las bases de datos del Banco de la República y del DANE. Las series se construyeron con periodicidad trimestral tomando la información de cada una de las variables a corte de cada trimestre entre el año 2000 y el año 2012, es decir, los datos publicados para los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año.

Dado que las variables poseen las características propias de las series de tiempo, se procedió a hacer la transformación de cada una de ellas en logaritmo y en primera diferencia para eliminar potenciales problemas que pudieran surgir dentro del modelo y que derivaran en un modelo poco confiable con problemas de inconsistencia en sus estimadores o en el término de error. Como ya sabemos, trabajar con las variables en logaritmo nos permite interpretar los resultados del impacto de las variables explicativas sobre la variable endógena a través de sus elasticidades, lo cual facilita la interpretación de las estimaciones

Se utilizó como variable endógena la tasa de interés de los créditos comerciales por su alta correlación con la tasa de política (TBR), y se utilizaron como variables explicativas del modelo la tasa de intervención de política, la inflación y el agregado monetario ampliado M3 dado que todas guardan teóricamente una estrecha relación con las tasas de interés de los créditos comerciales que es la que nos interesa evaluar como mecanismo de transmisión.

Las pruebas realizadas al Modelo Tasa Créditos Comerciales como mecanismo de transmisión se relacionan a continuación.

Análisis de Homocedasticidad en los residuales

Heteroskedasticity Test: White

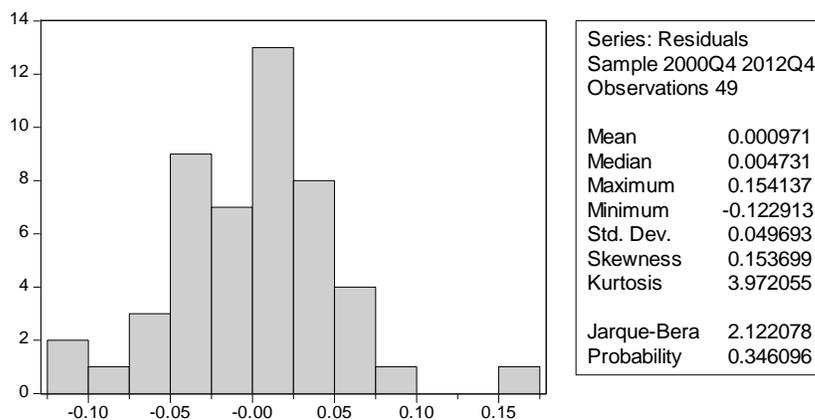
F-statistic	0.333163	Prob. F(6,42)	0.9156
Obs*R-squared	2.226189	Prob. Chi-Square(6)	0.8978
Scaled explained SS	2.926647	Prob. Chi-Square(6)	0.8180

Análisis de correlacion serial en los residuales

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.499138	Prob. F(2,44)	0.6104
Obs*R-squared	1.068388	Prob. Chi-Square(2)	0.5861

Análisis a la normalidad de los residuales



Análisis presencia raiz unitria en los residuales

Null Hypothesis: RESTCC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.934848	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Análisis cambio estructural dentro del modelo

Chow Breakpoint Test: 2006Q4

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2000Q4 2012Q4

F-statistic	1.200622	Prob. F(3,43)	0.3210
Log likelihood ratio	3.941583	Prob. Chi-Square(3)	0.2678
Wald Statistic	3.601867	Prob. Chi-Square(3)	0.3078

Correlaciones entre las variables explicativas del modelo, para un análisis sencillo de multicolinealidad en el Modelo Tasa Créditos Comerciales como mecanismo de transmisión.

	$dLnTBR$	$dLnIPC(-2)$	$dLnM3(-1)$
$dLnTBR$	1		
$dLnIPC(-2)$	0,00105773	1	
$dLnM3(-1)$	0,32239688	-0,23354668	1

Fuente: Cálculos propios

Anexo 3: A continuación se describen los diferentes test realizados al Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB.

Para validar la presencia de Homocedasticidad en el término de error se utilizó el Test de White, este test permite validar si la varianza del término de error es constante acorde con la expresión (19).

$$\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad \forall i \quad \text{Propiedad de Homocedasticidad} \quad (19)$$

El estadístico del test se construye a través de un modelo de regresión en el que el término de error se convierte en la variable endógena y las variables explicativas de este modelo son las variables explicativas del modelo a testear, el cuadrado de estas y los productos cruzados entre estas. La forma del modelo y el cálculo del estadístico de White se muestran en las expresiones (20) y (21) respectivamente.

$$\varepsilon^2 = f(X_1^2, X_2^2, X_1 X_2, \dots, X_1 X_n, X_2 X_n) \quad (20)$$

$$\text{Estadístico} = n * R^2 \quad \sim \chi_{k-1}^2 \quad (21)$$

Dónde:

n : Numero de Observaciones

R^2 : Coeficiente de determinación del modelo de la expresión (20)

k : Numero de variables explicativas en el modelo de regresión auxiliar (20)

La hipótesis nula a validar es:

H_0 : Los residuales del modelo son homocedásticos.

H_1 : Los residuales del modelo son heterocedásticos.

Si el valor del estadístico calculado es menor que el de la tabla de la distribución χ^2_{k-1} para los $k-1$ grados de libertad del modelo y el nivel de significancia establecido, el estadístico estará en la zona de aceptación de la hipótesis nula y por lo tanto se podrá concluir que hay evidencia estadística de que el término de error es homocedástico. Los resultados del test se muestran en la tabla (3).

Tabla 3: Test de White Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.664373	Prob. F(10,38)	0.7494
Obs*R-squared	7.292012	Prob. Chi-Square(10)	0.6976
Scaled explained SS	7.798580	Prob. Chi-Square(10)	0.6485

Con base en los resultados obtenidos que se muestran en la tabla (3), se observa que el estadístico de la prueba para un nivel de significancia del 5% y 10 grados de libertad tiene un valor de 7.29, mientras que el estadístico de la tabla de distribución tiene un valor de 18.31.

Dado que el valor del estadístico de la prueba es menor que el estadístico de las tablas de la distribución Chi-cuadrado, este cae en la zona de aceptación de la distribución y por tanto se acepta la hipótesis nula del test. Con la aceptación de la hipótesis nula se puede decir que no hay evidencia estadística sobre la existencia de heterocedasticidad en el comportamiento de los residuales del modelo y por lo tanto concluir que cumplen con la propiedad de homocedasticidad.

Una vez confirmado el cumplimiento de la propiedad de homocedasticidad en los residuales, se evaluó la existencia de correlación entre los residuales del modelo y los estimadores encontrados a través del test de correlación serial LM o también conocido como el test de Breusch-Godfrey.

El test consiste en evaluar si hay autocorrelación en el término de error, o si este está correlacionado con las demás variables del modelo y para ello se corre la regresión señalada en la expresión (22).

$$\hat{\mathcal{E}}_t = \beta_1 X_{t,1} + \beta_2 X_{t,2} + \dots + \beta_n X_{t,n} + \rho_1 \hat{\mathcal{E}}_{t-1} + \rho_2 \hat{\mathcal{E}}_{t-2} + \dots + \rho_p \hat{\mathcal{E}}_{t-p} \quad (22)$$

El estadístico a calcular es el estadístico LM que se muestra a continuación en la expresión (23).

$$\text{Estadístico} = (n - p) * R^2 \quad \sim \chi_p^2 \quad (23)$$

Dónde:

n : Numero de Observaciones

p : Numero de rezagos de $\hat{\mathcal{E}}$ incluidos en el modelo auxiliar (22)

R^2 : Coeficiente de determinación del modelo auxiliar de la expresión (22)

La hipótesis nula a validar es:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_n \neq \rho_1 \neq \rho_2 \dots \neq \rho_p \neq 0$$

Si el valor del estadístico calculado es menor que el de la tabla de la distribución χ_p^2 para los p grados de libertad del modelo y el nivel de significancia establecido, el estadístico estará en la zona de aceptación de la hipótesis nula y por lo tanto se podrá concluir que hay evidencia estadística de que no existe

correlación serial de orden p entre los residuales del modelo ni entre los residuales y los estimadores encontrados. Los resultados del test se muestran en la tabla (4).

Tabla 4: Test de Breush-Godfrey Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.588037	Prob. F(2,43)	0.2161
Obs*R-squared	3.361900	Prob. Chi-Square(2)	0.1862

Con base en los resultados obtenidos que se muestran en la tabla (4), se observa que el estadístico de la prueba del modelo para un nivel de significancia del 5% y 2 grados de libertad tiene un valor de 3.36, mientras que el estadístico de la tabla de distribución tiene un valor de 5.99.

Dado que el valor del estadístico de la prueba es menor que el estadístico de las tablas de la distribución Chi-cuadrado, este cae en la zona de aceptación de la distribución y por tanto se acepta la hipótesis nula del test, con lo que se puede concluir que no hay evidencia estadística de la existencia de correlación serial de segundo orden dentro de los residuales del modelo ni entre estos y los estimadores encontrados en el modelo original.

Confirmado el cumplimiento de las propiedades de homocedasticidad y la no correlación por parte de los residuales del modelo de regresión múltiple que estamos utilizando para medir la injerencia de la política monetaria dentro de la actividad económica en Colombia, pasaremos a evaluar si los residuales se distribuyen de manera normal, lo cual nos va a permitir seguir evaluando la confiabilidad del modelo obtenido.

A través del test de Jarque-Bera vamos a evaluar que tanto se asemejan la asimetría y la kurtosis de la distribución de los residuales a una distribución

normal. En el evento que se pueda comprobar la normalidad en la distribución de los residuales del modelo, podemos asegurar, por su relación lineal con los estimadores, que estos también presentarán una distribución normal y por lo tanto serán estimadores que cumplen las propiedades de insesgamiento y homocedasticidad necesarios para la precisión del modelo, cumpliéndose la siguiente expresión (23).

$$\hat{\beta}_i \sim N(\beta_i, \sigma_{\beta_i}^2) \quad (23)$$

El estadístico del test de Jarque-Bera sigue una distribución Chi-cuadrado con 2 grados de libertad y se calcula como se muestra a continuación en la expresión (24).

$$JB = \frac{n}{6} \left[A^2 + \frac{1}{4}(K - 3)^2 \right] \sim \chi_2^2 \quad (24)$$

Dónde:

n : Numero de Observaciones

A : Es la Asimetría de la distribución de los $\hat{\mathcal{E}}$ del modelo

K : Es la Kurtosis de la distribución de los $\hat{\mathcal{E}}$ del modelo

La hipótesis nula a validar es:

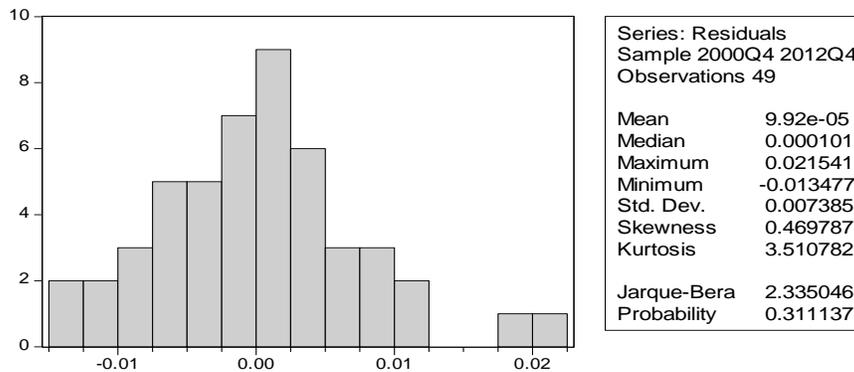
H_0 : Hay normalidad en la distribución de $\hat{\mathcal{E}}$, ($A = 0$ y $K = 3$)

H_1 : No hay normalidad en la distribución de $\hat{\mathcal{E}}$, ($A \neq 0$ y $K \neq 3$)

Si el valor del estadístico JB calculado es menor que el de la tabla de la distribución χ_2^2 con 2 grados de libertad y el nivel de significancia establecido, el

estadístico estará en la zona de aceptación de la hipótesis nula y por lo tanto se podrá concluir que hay evidencia estadística de que los residuales del modelo se distribuyen de manera normal. Los resultados del test se muestran en la tabla (5).

Tabla 5: Test de Jarque-Bera Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB.



Con base en los resultados obtenidos que se muestran en la tabla (5), se observa que el estadístico de la prueba del modelo para un nivel de significancia del 5% y 2 grados de libertad tiene un valor de 2.33, mientras que el estadístico de la tabla de distribución tiene un valor de 5.99.

Dado que el valor del estadístico de la prueba es menor que el estadístico de las tablas de la distribución Chi-cuadrado, este cae en la zona de aceptación de la distribución y por tanto se acepta la hipótesis nula del test, con lo que se puede concluir que hay evidencia estadística de que los residuales obtenidos del modelo se distribuyen de manera normal.

Otro análisis de gran importancia que se le debe hacer al término de error es el de estacionariedad. Este análisis nos permitirá evaluar si los residuales del modelo están correlacionados entre sí existiendo la presencia de raíz unitaria y por lo tanto no presentan un comportamiento ruido blanco, condición esencial para evaluar la consistencia y estabilidad de los estimadores del modelo.

El test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) fue el que se utilizó para evaluar esta condición. El modelo utilizado es el parametrizado con tendencia e intercepto según se muestra en la expresión (25).

$$\Delta \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (25)$$

Dónde:

$\delta = \rho - 1$: Es el parámetro que determina la presencia de raíz unitaria en la serie

α_0 : Es el parámetro que determina el intercepto

α_1 : Es el parámetro que determina la tendencia de la serie.

Por lo tanto, la hipótesis a evaluar es si δ es igual a 0, en caso tal habrá presencia de raíz unitaria en los residuales del modelo, generando problemas en la consistencia de los estimadores calculados.

$H_0: \delta = 0$ y por lo tanto hay presencia de raíz unitaria

$H_1: \delta < 0$ y por lo tanto no hay presencia de raíz unitaria

El estadístico a calcular en esta prueba sigue una distribución tau (τ) y su valor se obtiene de la siguiente expresión (26).

$$\tau = \frac{\delta}{e.s._\delta} \quad (26)$$

Si el valor del estadístico τ en valor absoluto es mayor que el de la tabla de distribución de Mackinnon, entonces caerá en la zona de rechazo de la distribución y por lo tanto se podrá decir que no hay evidencia estadística sobre la existencia de raíz unitaria en la serie, lo que permitirá concluir que la serie es

estacionaria y no presentará problemas para las estimaciones realizadas. En la tabla (6) se observan los resultados de la prueba.

Tabla 6: Test de Dickey-Fuller Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB.

Null Hypothesis: RESMPIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.687066	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Con base en los resultados obtenidos que se muestran en la tabla (6), se observa que el valor absoluto del estadístico de la prueba tiene un valor de 7.68, mientras que el estadístico de la tabla de distribución de Mackinnon para un nivel de significancia del 5% tiene un valor de 3.50.

Dado que el valor del estadístico de la prueba es mayor que el estadístico de las tablas de la distribución de Mackinnon, este cae en la zona de rechazo de la distribución y por tanto se rechaza la hipótesis nula del test, con lo que se puede decir que hay evidencia estadística de que los residuales obtenidos del modelo no presentan raíz unitaria y por lo tanto concluir que son estacionarios.

Una vez realizado los test de homocedasticidad, correlación serial, normalidad y estacionariedad a los residuales del modelo realizaremos dos pruebas más para poder determinar la consistencia de los estimadores encontrados y concluir acerca de la bondad del modelo. Las pruebas a realizar serán la de cambio estructural a lo largo de toda la muestra y la de presencia de multicolinealidad entre las variables explicativas del modelo, lo cual le quitaría consistencia a los estimadores obtenidos y por lo tanto los resultados no serían confiables ni interpretables.

El test para evaluar la presencia de cambios estructurales en el modelo de regresión obtenido durante el periodo de análisis es de gran utilidad ya que las implicaciones en el evento de existir cambios estructurales es que le quitan consistencia a los estimadores y por lo tanto confiabilidad al modelo. El test que utilizaremos para evaluar la presencia de cambios estructurales es el test de Chow, la hipótesis a validar y el estadístico utilizado se muestran a continuación.

La hipótesis nula a validar es:

H_0 : No hay cambios estructurales en la regresión a lo largo del periodo de análisis

H_1 : Hay cambios estructurales en la regresión a lo largo del periodo de análisis

El estadístico a calcular en el test de Chow se muestra a continuación en la expresión (27).

$$\text{Estadístico} = \frac{(S_T - (S_1 + S_2))/k}{(S_1 + S_2)/(n_1 + n_2 - 2k)} \sim F_{k, n_1 + n_2 - 2k} \quad (27)$$

Dónde:

S_T : Es la suma de los errores al cuadrado de la regresión en todo el período

S_1 : Es la suma de los errores al cuadrado de la regresión para el período 1

S_2 : Es la suma de los errores al cuadrado de la regresión para el período 2

n_1 : Numero de observaciones del periodo 1

n_2 : Numero de observaciones del periodo 2

k : Numero de parámetros dentro del modelo de regresión a testear.

En el evento que el valor del estadístico calculado sea mayor que el de la tabla de distribución F con $k, n_1 + n_2 - 2k$ grados de libertad, este caerá en la zona de rechazo de la distribución y por lo tanto se podrá rechazar la hipótesis nula y concluir que hay evidencia estadística que indica la presencia de cambios estructurales a lo largo del periodo de regresión.

Para la realización de la prueba se estableció como punto específico de quiebre la mitad del periodo de análisis, siendo este el 4Q del 2006. Los resultados de la prueba se muestran a continuación en la tabla (7).

Tabla 7: Test de Chow Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB.

Chow Breakpoint Test: 2006Q4

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2000Q4 2012Q4

F-statistic	1.563522	Prob. F(4,41)	0.2022
Log likelihood ratio	6.956386	Prob. Chi-Square(4)	0.1382
Wald Statistic	6.254086	Prob. Chi-Square(4)	0.1810

Con base en los resultados obtenidos que se muestran en la tabla (7), se observa que el valor del estadístico de la prueba para un nivel de significancia del 5% y (4,41) grados de libertad tiene un valor de 1,56, mientras que el estadístico de la tabla de distribución F para un nivel de significancia del 5% y (4,41) grados de libertad tienen un valor de 2,60.

Dado que el valor del estadístico de la prueba es menor que el estadístico de las tablas de la distribución F, este cae en la zona de aceptación de la distribución y por tanto no se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto podemos decir que hay evidencia estadística de la no existencia de un cambio estructural en el período de análisis y por tanto se puede concluir que los estimadores obtenidos en el modelo de regresión son estables y consistentes a lo largo de todo el período.

Por último realizaremos el análisis de multicolinealidad dentro de las variables explicativas del modelo. El análisis de multicolinealidad tiene por objeto encontrar si existe o no relación lineal entre las variables explicativas utilizadas. En caso de encontrar relaciones lineales entre las variables utilizadas, esto generará que los estimadores encontrados si bien siguen conservando las propiedades de linealidad, insesgamiento y eficiencia, serán poco precisos y presentarán alta variabilidad. Por lo tanto, encontrar colinealidad dentro del modelo traerá como consecuencia la imposibilidad de encontrar la verdadera relación que existe entre las variables exógenas y la variable endógena del modelo, convirtiéndose esto en un grave problema para un modelo de análisis estructural.

Para detectar si hay o no colinealidad dentro del modelo, se pueden hacer varios análisis, uno de ellos basado en la correlación entre las variables explicativas. Este análisis permitirá visualizar de manera simple posible presencia de colinealidad dentro del modelo, de tal forma que para valores altos de correlación, en el intervalo [0.72; 0.99], habrá indicios de colinealidad. En el cuadro (5) se muestra la matriz de correlación entre las variables explicativas de la regresión donde se observa que las correlaciones son bajas y por tanto no hay indicios de colinealidad entre las variables.

Cuadro 5: Matriz de correlación entre las variables explicativas del modelo

	<i>dLnTCC(-2)</i>	<i>dLnCH</i>	<i>dLnG</i>	<i>dLnM3(-2)</i>
<i>dLnTCC(-2)</i>	1			
<i>dLnCH</i>	0,04014673	1		
<i>dLnG</i>	0,05223041	0,06715787	1	
<i>dLnM3(-2)</i>	0,39476359	0,2003241	0,03525673	1

Fuente: Cálculos propios

Otro tipo de análisis que permite detectar presencia de colinealidad es a través de modelos de regresión lineal entre las variables explicativas del modelo y calcular el coeficiente de determinación R^2 de cada una de estas regresiones. En el evento en el que el coeficiente de determinación encontrado sea elevado y por lo tanto

cercano a 1, se podrá concluir que hay presencia de colinealidad en el modelo principal, en el anexo (3) se muestran los modelos de regresión construidos para mayor profundidad en el análisis de multicolinealidad en caso de ser necesario.

Finalmente un indicador muy utilizado para determinar numéricamente la presencia de colinealidad es el Factor de Inflación de la Varianza (*FIV*) el cual está dado por la expresión (28):

$$FIV = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad \text{Factor de Inflación de Varianza} \quad (28)$$

Dónde:

R_j^2 : Es el coeficiente de determinación entre la variable explicativa X_j y las demás variables explicativas del modelo original a evaluar.

Si al menos un *FIV* es superior a 10, hay indicios de presencia de colinealidad dentro del modelo, mientras que si todos los valores de los *FIV* calculados son bajos e incluso cercanos a 1 es indicio de que no hay presencia de colinealidad en el modelo de regresión.

Los valores resultantes del cálculo del indicador *FIV* para cada una de las variables explicativas del modelo se muestran en la Cuadro (6).

Cuadro 6: Cálculo *FIV* Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB

	Vble Endogena	Vbles Exogenas	R2	FIV
Regresion 1	DLTCC(-2)	DLM3(-2), DLCH, DLG	0,1594	1,1897
Regresion 2	DLM3(-2)	DLTCC(-2), DLCH, DLG	0,1903	1,2350
Regresion 3	DLCH	DLTCC(-2), DLM3(-2), DLG	0,0459	1,0481
Regresion 4	DLG	DLTCC(-2), DLM3(-2), DLCH	0,0070	1,0071

Fuente: Estimaciones realizadas por el autor.

Con base en los resultados mostrados en el cuadro (6) y en los análisis previos de correlación individual entre las variables y el coeficiente de determinación de los modelos auxiliares creados, se puede decir que no hay evidencia estadística de colinealidad entre las variables exógenas del modelo utilizado para la medición de la injerencia de la política monetaria sobre el producto en Colombia y por lo tanto se puede concluir que los estimadores calculados son consistentes y no presentan alta variabilidad en el periodo de análisis.

Anexo 4: Regresiones lineales auxiliares entre las variables independientes del Modelo Medición Injerencia Política Monetaria sobre el PIB para determinar colinealidad dentro del modelo.

$$DLTCC = f(DLM3, DLCH, DLG)$$

Dependent Variable: DLTCC(-2)

Method: Least Squares

Date: 05/14/13 Time: 23:36

Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q4

Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.041395	0.021484	-1.926747	0.0603
DLM3(-2)	1.145970	0.397325	2.884212	0.0060
DLCH	-0.473836	1.501688	-0.315536	0.7538
DLG	0.190581	0.631313	0.301881	0.7641
R-squared	0.159437	Mean dependent var		-0.008438
Adjusted R-squared	0.103399	S.D. dependent var		0.086535
S.E. of regression	0.081939	Akaike info criterion		-2.087583
Sum squared resid	0.302128	Schwarz criterion		-1.933149
Log likelihood	55.14579	Hannan-Quinn criter.		-2.028991
F-statistic	2.845177	Durbin-Watson stat		1.396616
Prob(F-statistic)	0.048113			

$$DLM3 = f(DLTCC, DLCH, DLG)$$

Dependent Variable: DLM3(-2)

Method: Least Squares

Date: 05/14/13 Time: 23:37

Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q4

Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.025329	0.006716	3.771455	0.0005
DLTCC(-2)	0.136145	0.047204	2.884212	0.0060
DLCH	0.697779	0.507624	1.374598	0.1761
DLG	0.003964	0.217819	0.018200	0.9856
R-squared	0.190290	Mean dependent var		0.031043
Adjusted R-squared	0.136309	S.D. dependent var		0.030390
S.E. of regression	0.028243	Akaike info criterion		-4.217870
Sum squared resid	0.035894	Schwarz criterion		-4.063436
Log likelihood	107.3378	Hannan-Quinn criter.		-4.159278
F-statistic	3.525149	Durbin-Watson stat		2.859192
Prob(F-statistic)	0.022278			

$$DLCH = f(DLTCC, DLM3, DLG)$$

Dependent Variable: DLCH

Method: Least Squares

Date: 05/14/13 Time: 23:38

Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q4

Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007662	0.001900	4.033445	0.0002
DLTCC(-2)	-0.004659	0.014765	-0.315536	0.7538
DLM3(-2)	0.057751	0.042013	1.374598	0.1761
DLG	0.026634	0.062538	0.425882	0.6722
R-squared	0.045857	Mean dependent var		0.009775
Adjusted R-squared	-0.017753	S.D. dependent var		0.008054
S.E. of regression	0.008125	Akaike info criterion		-6.709636
Sum squared resid	0.002971	Schwarz criterion		-6.555201
Log likelihood	168.3861	Hannan-Quinn criter.		-6.651043
F-statistic	0.720909	Durbin-Watson stat		1.818302
Prob(F-statistic)	0.544759			

$$DLG = f(DLTCC, DLM3, DLCH)$$

Dependent Variable: DLG

Method: Least Squares

Date: 05/14/13 Time: 23:39

Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q4

Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009128	0.005094	1.791749	0.0799
DLTCC(-2)	0.010605	0.035129	0.301881	0.7641
DLM3(-2)	0.001857	0.102021	0.018200	0.9856
DLCH	0.150725	0.353912	0.425882	0.6722
R-squared	0.007016	Mean dependent var		0.010569
Adjusted R-squared	-0.059183	S.D. dependent var		0.018781
S.E. of regression	0.019329	Akaike info criterion		-4.976362
Sum squared resid	0.016812	Schwarz criterion		-4.821928
Log likelihood	125.9209	Hannan-Quinn criter.		-4.917770
F-statistic	0.105989	Durbin-Watson stat		2.478794
Prob(F-statistic)	0.956159			