

1. INTRODUCCIÓN

La importancia del mercado de valores en una economía radica en que su función esencial está en facilitar la asignación eficiente de recursos entre agentes con excesos de liquidez (inversionistas) y agentes con necesidades de financiamiento (sector productivo). La teoría financiera ha demostrado ampliamente que los precios de las acciones transadas en el mercado son canales de transmisión de información (teoría de los mercados eficientes (Fama, 1981) o modelo de valoración de activos (Ross, 1976 y Merton, 1973)), pero ¿qué tipo de información? En este sentido abundan trabajos empíricos, sin embargo, se resaltan aquellos que estudian cómo a través de los precios de las acciones se canaliza información que describe la economía, ya que de ser así, entonces éstos podrían ser empleados como un indicador de la actividad económica futura. Si la relación, por su parte, es al contrario, es decir, que la economía tiene gran poder de explicación del comportamiento de las acciones, entonces a partir de ella se podría predecir su futuro y por ende se mitigaría parte del riesgo de invertir en el mercado de valores.

En Colombia, el mercado accionario ha experimentado un fuerte crecimiento, no sólo en términos de volumen de negociación sino también en términos de número de operaciones, número de emisores y valor de las empresas listadas en bolsa. Si bien esta información puede remontarse a varias décadas atrás cuando operaban de manera separada la Bolsa de Bogotá, la Bolsa de Medellín y la Bolsa de Occidente, es con la fusión de estas tres en la Bolsa de Valores de Colombia (BVC) en 2001, que se logra una consolidación del mercado, ya que se unifica no solamente la liquidez y recursos del mercado nacional, sino que también se facilita a los inversionistas la canalización de sus ahorros, al encontrar todas sus opciones en un mismo lugar.

Por lo anterior, vale la pena preguntarse si en el mercado colombiano son aplicables las teorías financieras conocidas, es decir, si el precio de las acciones listadas en la Bolsa de Valores de Colombia refleja información del comportamiento mismo de la economía. Es de esperarse que si existe una asignación eficiente de los recursos de los agentes superavitarios a los deficitarios, el desempeño del mercado esté estrechamente relacionado con el de la economía o aún más allá, que exista una relación de largo plazo entre el mercado de valores y algunas variables macroeconómicas. Es por esa razón que el propósito de esta investigación radica en realizar un ejercicio empírico, similar a los que se han hecho en otras partes del mundo, para explorar si existe o no evidencia de la presencia de dicha relación de largo plazo en Colombia.

La importancia de esta pregunta radica en poder conocer si el mercado de valores responde a influencias económicas locales, o por el contrario está influenciado por otro tipo de factores, como por ejemplo la entrada de flujos de capitales, tasas de interés del exterior, el nivel general de precios internos y externos o el precio de algunos *commodities* (café, petróleo, entre otros). Aunque no se analizan esos otros factores, si se contribuye a suprimir de la lista una serie de variables, es decir, proponemos una lista inicial de factores que de acuerdo con los resultados que arroja el modelo econométrico y la intuición económica confirmamos o descartamos. Adicionalmente, en un plano más práctico que académico, se espera que los resultados de esta investigación contribuyan a proveer posibles razones económicas y financieras del comportamiento del mercado de valores y a generar un mayor entendimiento de su comportamiento, así como abrir una línea de investigación sobre el desempeño del mercado de valores con miras a que en el futuro se sigan haciendo esta clase de ejercicios para encontrar sus factores fundamentales.

Hay realmente pocas referencias del tema no sólo en el país sino en los mercados financieros latinoamericanos. Por esa razón, creemos que esta investigación contribuye como una exploración del tema a la literatura académica financiera, no solamente local sino regional. A pesar de que en esta parte del mundo no se ha estudiado ampliamente el tema, si existe abundante evidencia empírica en mercados de oriente, algunos europeos y el norteamericano. Siguiendo esos ejemplos, se explora el uso de variables macroeconómicas como el nivel general de precios, la tasa de cambio, la oferta monetaria y la producción industrial y como variable financiera, se utiliza el Índice General de la Bolsa de Valores (IGBC)¹. El análisis se lleva a cabo a través de una metodología de cointegración bajo el enfoque propuesto por Johansen (1988) que permite establecer si existe una tendencia común en el largo plazo entre las variables. Una vez encontrada la relación se procede a explorar si hay o no evidencia de causalidad en el sentido de Granger entre las variables, establecer su dirección y evaluar el impacto de las variables estudiadas sobre la variable dependiente, a través de un análisis de impulso-respuesta.

Entre los principales hallazgos, no se encontró una relación de largo plazo entre el IGBC y dos de las cuatro variables propuestas (oferta monetaria y producción industrial). Las otras dos variables, tasa de cambio e índice de precios al consumidor, aunque si tienen una relación de largo plazo con el IGBC, los signos que acompañan a los coeficientes no coinciden con gran parte de la literatura estudiada. Al examinar posibles sustitutos de las variables de referencia como por ejemplo medidas

¹ El Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC) está creado para mostrar la evolución del mercado accionario en función del comportamiento de las cotizaciones o los rendimientos del conjunto de títulos más representativos que hacen parte de él. Este índice es el resultado de ponderar las acciones más líquidas y de mayor capitalización que se negocian en la BVC, es decir, aquellas que tienen una mayor rotación y frecuencia.

menos amplias de la oferta monetaria como M2 o M1, no se encontraron modelos que a pesar de cumplir con criterios de especificación adecuada (aceptación las pruebas de normalidad y no autocorrelación multivariadas con un amplio margen de significancia) fueran preferibles sobre los resultados obtenidos con M3. En el mismo sentido, se estimaron modelos en los que se utilizó el Índice de Precios al Productor (IPP) como medida de inflación alternativa al IPC, pero tampoco presenta mejoras importantes en términos del modelo presentado en este trabajo.

Adicionalmente, el análisis de impulso-respuesta señala que la respuesta del IGBC a choques de las cuatro variables es tenue, mientras esta variable responde significativamente a sus propias innovaciones. El análisis de causalidad en el sentido de Granger permite concluir que ni la actividad bursátil ni la actividad macroeconómica pueden ser consideradas como un indicador líder la una de la otra.

Existen varias posibles explicaciones de estos resultados. En primer lugar, Colombia es altamente influenciada por la dinámica de entrada y salida de flujos de capital, de allí que sea la tasa de cambio la que se encuentre en el vector de cointegración y no la producción industrial. Hechos que soportan tal tesis son, por ejemplo, que durante el período de estudio (2001-2011) Colombia resultó ser un país netamente importador, con un grado de apertura comercial que apenas alcanza en 2011 un 48%²; que vive un proceso de auge que la ha posicionado en un puesto destacable entre las economías emergentes y como destino de inversión extranjera. Precisamente, el horizonte estudiado corresponde a un período caracterizado por un buen desempeño tanto del mercado de valores³, como de la economía misma. Tal ha sido la situación, que a pesar de que durante la mayor parte del período de estudio Colombia no contaba con una calificación crediticia de “grado de inversión” a la deuda soberana de largo plazo, ésta le fue otorgada el año pasado. En segundo lugar, a pesar del desempeño del mercado y del IGBC e inclusive, de convertirse en la cuarta bolsa más grande de Latinoamérica en términos de capitalización bursátil siguiendo de cerca a países como Brasil, México y Chile⁴, los datos de Colombia no son tan representativos como los de mercados industrializados como los del G-7⁵ y Asia. De acuerdo con el Banco Mundial, la razón entre la capitalización bursátil y el Producto Interno Bruto (promedio 2000-2009) de esos países fue de 89% y 65%, respectivamente, respecto de un 28% de Colombia. Así las cosas, la actividad del mercado no es realmente significativa respecto de la actividad económica, es por eso que factores que afectan

² Cálculos de los autores con información del Banco de la República.

³ Entre julio de 2001 y diciembre de 2010, el IGBC experimentó un crecimiento de aproximadamente 1482%, la capitalización bursátil de 2274%, el volumen negociado de 955% (aquí no se cuentan montos negociados en derivados estandarizados, ni divisas). Cálculos de los autores con información histórica de la BVC.

⁴ Observación hecha de acuerdo con los datos de capitalización bursátil publicados por la Federación Mundial de Bolsas.

⁵ Hacen parte del grupo de los siete (o G-7): Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido.

los precios de las acciones en mercados desarrollados, no necesariamente deben ser los mismos que afectan directamente las cotizaciones de los valores colombianos, de allí la divergencia de los resultados encontrados. Por último, es importante tener en cuenta que este trabajo está basado en experiencias empíricas, que aunque exitosas en el estudio de mercados de otros países, no está construido sobre una sólida base teórica, es decir, detrás de los resultados no hay una teoría micro fundamentada de la cual se pueda extraer una conclusión, por el contrario aquí se hace uso de una serie de conceptos financieros e influencias económicas aceptadas, que se juntan para dar fortaleza a las conclusiones. Otro aspecto importante, es resaltar el hecho de que la escogencia de las variables obedece a criterios como el consenso alrededor de ellas en la literatura internacional, la disponibilidad de fuentes estadísticas, la periodicidad de su cálculo y publicación, así como la consistencia y calidad de la información y su congruencia con el horizonte de tiempo que en este trabajo se pretende estudiar, lo que sin duda hace que los resultados de esta investigación, estén sujetos a la escogencia de otras variables o la inclusión de nuevas.

El documento está estructurado de la siguiente manera: la primera sección corresponde a esta introducción; la segunda comprende la revisión de literatura teórica y empírica; la tercera sección se concentra en la descripción de las características de los datos utilizados y la descripción de la metodología econométrica a utilizar; la cuarta sección presentará el desarrollo y los resultados del modelo; y en la quinta y última sección se presentarán las conclusiones.

2. MARCO CONCEPTUAL

Las teorías económica y financiera han sugerido la existencia de una relación de largo plazo entre las principales variables macroeconómicas, aquéllas que definen los ciclos económicos reales y los retornos de los mercados de valores. Sin embargo, esta es una relación que no ha sido micro fundamentada teóricamente, de manera que su existencia ha sido ampliamente estudiada de forma empírica a nivel internacional.

A pesar de la falta de bases teóricas, las relaciones encontradas en otros mercados están basadas en teorías financieras como las de Eugene Fama, Stephen Ross y Robert Merton. Por ejemplo, la hipótesis de los mercados eficientes de Eugene Fama (1970) afirma que los mercados financieros son eficientes en cuanto al uso de la información, es decir, que los precios de los activos reflejan completamente la información del mercado lo que implica que los precios seguirán un camino aleatorio, es decir, que el comportamiento de los precios no depende de la observación anterior, sino

por el contrario cada nuevo precio es aleatorio respecto del anterior. Esto tiene su fundamento en la internalización de la información y del comportamiento de los inversionistas. La teoría propone que no pueden generarse arbitrajes en cuanto a mayores retornos de capital, por dos razones principalmente, primero, porque el comportamiento aleatorio de los precios los hace imposibles de predecir, y segundo, porque los activos son negociados a valor razonable lo que dificulta que los inversionistas manipulen su precio con información de mercado. Estas dos razones a su vez se relacionan una con la otra, ya que la información que los precios internalizan le imprimen aleatoriedad a su comportamiento.

Fama propone tres hipótesis de eficiencia de información. La diferencia entre unas y otras depende del grado y tipo de información que reflejan los precios. La primera de las hipótesis es la eficiencia débil, ésta propone que los precios corrientes reflejan la secuencia histórica de los precios. Es débil porque la información que éstos reflejan es la más pública y accesible que existe en el mercado. La segunda es la eficiencia semifuerte, la cual afirma que los precios reflejan plenamente toda la información disponible al público, como por ejemplo, anuncios de pago de dividendos, división de acciones, informes anuales, entre otros. Por último, se encuentra la eficiencia fuerte, que propone que los precios reflejan tanto la información pública como la privada, esta última se entiende como información privilegiada, es decir, que solo está disponible para personas dentro de las empresas. En cualquiera de los tres casos la conclusión es la misma y es que los precios pueden considerarse canales de transmisión de la información del mercado. Esta teoría es generalmente aceptada en el mercado financiero y a partir de sus resultados se han derivado otra serie de teorías financieras que también han logrado explicar su funcionamiento y su dinámica. Tal es el caso de la teoría del arbitraje de precios (APT, por sus siglas en inglés) desarrollada por Stephen Ross (1976). Ésta supone que el rendimiento esperado de un valor es influenciado por una variedad de factores, dados por la siguiente fórmula:

$$\tilde{x}_i = E_i + \beta_i \tilde{\delta} + \tilde{\varepsilon}_i$$

Donde \tilde{x}_i es el retorno de los activos, E_i es el intercepto del modelo de factores, β_i es el vector de sensibilidades de los activos, $\tilde{\delta}$ es el vector de factores, $\tilde{\varepsilon}_i$ el vector de errores. De esta forma, mediante los coeficientes beta (β_i) se mide la sensibilidad del activo subyacente a factores económicos, por lo tanto, según esta teoría existe una relación de causalidad entre variables económicas y financieras, donde un shock podría causar cambios estructurales en los rendimientos esperados de un valor. Este modelo es la generalización del Capital Asset Pricing Model (CAPM), desarrollado por Robert Merton (1973), en el que se argumenta que el retorno del activo depende de un único factor, que él llamaba riesgo de mercado. La generalización se logra relajando el supuesto

de media varianza de los retornos sobre el que se sostiene el CAPM. La dificultad que supone el APT se encuentra en que, a diferencia del CAPM, Ross no propone una posible serie de factores que puedan explicar los retornos. Esto ha hecho que empíricamente no haya conclusiones específicas acerca de la teoría. A pesar de eso, el APT es un modelo generalmente aceptado en economía financiera.

Existen varios intentos de encontrar los factores de este modelo. Entre los más importantes se encuentran las conclusiones del trabajo de Fama y French (1992) que encuentran en la combinación de tamaño de empresa y valoración de las acciones una fuerte caracterización del promedio de los retornos durante el periodo 1963 – 1990. No obstante, para el tema que ocupa este trabajo de grado, son los resultados de Fama (1981) y Chen, Roll y Ross (1986) los que más proporcionan información. En el primero de ellos, el autor intenta explicar la relación entre el retorno de las acciones y la inflación. Para lograrlo, separa el análisis en dos partes, primero estudia la relación inflación - actividad real y luego examina la relación actividad real - retorno de las acciones. La conclusión a la que llega el autor es que existe una relación negativa entre el retorno de las acciones y la inflación, inducida por relaciones negativas entre la inflación y la actividad real, y positivas entre las variables reales y el retorno de las acciones. Lo interesante de este análisis es que los resultados son los esperados de acuerdo con la teoría económica. Por ejemplo, los signos de las variables de las regresiones para verificar la relación inflación y actividad real, son acordes con la teoría de la demanda por dinero y la teoría cuantitativa del dinero. Lo mismo sucede con los resultados de las regresiones entre variables reales y retorno de las acciones, que arrojan signos acordes con el modelo del acelerador flexible de Jorgenson (1971). El segundo de ellos, el documento de Chen, Roll y Ross (1986), es más preciso en su hipótesis, pues sugiere cuatro factores económicos admisibles para explicar el comportamiento de los retornos: (i) cambios no anticipados en la producción industrial; (ii) cambios no anticipados en la prima de riesgo, medida como la diferencia entre los rendimientos de bonos de grado alto y bajo de calificación crediticia; (iii) cambios no anticipados en las tasas de interés y en la forma de la curva de rendimientos y; (iv) cambios no anticipados en la inflación. Los autores encuentran que los retornos esperados de los activos son en parte explicados por los factores mencionados. Igualmente, dentro del conjunto de variables que tuvieron en cuenta también estudiaron el consumo real per cápita, el índice de precios de la bolsa de Nueva York y los precios del petróleo, no obstante, no se encontró relación alguna. El ejercicio fue llevado a cabo mediante la estimación de una ecuación por cada una de las variables que consideraron relevantes. Los errores de las estimaciones se tomaron luego como movimientos

no anticipados de los cuatro factores para formar el vector de factores económicos tal y como dicen el modelo CAPM y su generalización el APT.

Es generalmente aceptado en la teoría financiera que los precios son canales de transmisión de información, bien sea noticias como afirma Fama con su teoría de los mercados eficientes o información de variables económicas o de otro tipo, como lo demuestran Merton y Ross. Sin embargo, es importante estudiar más a fondo este tipo de relaciones ya que si el stock de precios del mercado en efecto refleja con precisión los fundamentos subyacentes, el precio de las acciones debe ser empleado como indicador de la actividad económica futura. Por otra parte, si la relación es al contrario, entonces la información económica podría ser utilizada para predecir el futuro del mercado de valores. Trabajos en este sentido abundan, sobre todo en mercados del lejano oriente donde han encontrado que existen relaciones de largo plazo entre las variables macroeconómicas y las financieras locales. A continuación, se enuncian los resultados de algunos de los estudios hechos en mercados internacionales, empezando por los asiáticos. Mukherjee y Naka (1995) empleando el test de cointegración de Johansen y el modelo de vector de corrección de error (VECM) encuentran, para el mercado accionario japonés, una relación de equilibrio de largo plazo con seis variables macroeconómicas: tasa de cambio, oferta monetaria, inflación, producción industrial, tasa de interés de los bonos soberanos de largo plazo y la tasa de interés de corto plazo. El valor y el signo de los coeficientes encontrados para las variables macroeconómicas son consistentes con los esperados de acuerdo con la teoría económica. Kwon y Shin (1999) muestran que existe cointegración entre la actividad económica y los retornos de las acciones en Corea. No obstante, encuentran que los cambios de los retornos de las acciones son rezagados respecto de las variables macro, por lo que afirman que el índice de precios de las acciones no es un indicador líder de las variables económicas, contradiciendo los resultados de Fama (1991). Los resultados los encuentran mediante la estimación de un VEC y una prueba de causalidad en el sentido de Granger, en un periodo de doce años (entre 1980 - 1992) para las siguientes variables: tasa de cambio, balanza comercial, nivel de producción y oferta monetaria (M1). Por su parte, Islam (2003) emplea la técnica de corrección de error para encontrar la dinámica de ajuste en el corto plazo y la relación de equilibrio de largo plazo entre la tasa de interés, la inflación, la tasa de cambio, la producción industrial y los retornos del mercado accionario de Kuala Lumpur (Malasia) usando observaciones mensuales desde enero de 1990 hasta junio de 2002. Adicionalmente, incluye una variable *dummy* para capturar el impacto de la crisis financiera asiática de 1997. Los resultados de su análisis sugieren la existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo entre las mencionadas variables. Además, los coeficientes de las variables estudiadas son significativos estadísticamente y tienen el signo esperado por los

autores. Maysami, Howe y Hamzah (2004) encuentran que existe una fuerte relación entre el mercado accionario de Singapur y variables macroeconómicas como la tasa de interés, inflación, tasa de cambio, producción industrial y oferta monetaria. La estimación la realizan mediante el desarrollo de un modelo de cointegración (VEC) tal y como lo desarrollaron Johansen y Juselius (1990). Para la estimación utilizan series de tiempo desde enero de 1989 hasta diciembre 2001 con periodicidad mensual de variables como tasas de interés, inflación, tasa de cambio, producción industrial, oferta monetaria y tres índices de la bolsa de Singapur.

Se encuentra también el trabajo de Brahmasrene y Jiranyakul (2007) que realizan un ejercicio empírico para Tailandia, buscando una relación de largo plazo o una relación de causalidad, entre el principal índice del mercado accionario y las siguientes variables macroeconómicas: producción industrial, oferta monetaria, inflación, tasa de cambio, tasa de interés de largo plazo y precio del petróleo. Este estudio lo realizan en dos tiempos, primero para el periodo posterior a la liberalización financiera del país y previo a la crisis asiática (comprendido entre enero de 1992 y junio de 1997) y segundo, para el periodo después de la mencionada crisis y hasta el horizonte de estudio escogido por los autores (comprendido entre julio de 1997 y diciembre de 2003). Los autores encuentran al menos una relación de cointegración o de largo plazo entre el índice del mercado accionario y las mencionadas variables macroeconómicas en el periodo previo a la crisis y ninguna para el periodo posterior.

En Oceanía se encuentra el estudio de Gan, Lee, Yong y Zhang (2006) que mediante pruebas de cointegración multivariada de Johansen encuentran que hay una relación de largo plazo entre el índice de la Bolsa de Valores de Nueva Zelanda y un conjunto de variables macroeconómicas durante el período de enero 1990 a enero 2003. Entre las variables del estudio se incluye la tasa de inflación, tasa de interés a largo plazo, la tasa de interés de corto plazo, el índice ponderado de tasa de cambio y comercio real, el producto interno bruto, la oferta monetaria y los precios domésticos del petróleo al por menor. Así mismo, realizan pruebas de causalidad en el sentido de Granger y encuentran que el índice de la bolsa no es un indicador líder de la actividad económica. Los autores atribuyen este resultado al tamaño de la bolsa de valores.

Resultados con los datos de Norte América (Canadá y Estados Unidos) los encuentra Kia (2003) que desarrolla un modelo macro – determinantes de precios de las acciones. A diferencia del resto de los modelos que indagan en esta materia, el autor trata de encontrar relaciones nuevas utilizando variables como el precio de los *commodities* y el comportamiento de los agentes. Entre las variables

macroeconómicas que utiliza se encuentran: el índice de la bolsa, producción industrial, la tasa de cambio, precio de *commodities*, índice de precios domésticos, la tasa de interés overnight, una prima de riesgo, y una serie de variables construidas a partir de las anteriores como *proxies* de variables macro – financieras. Los datos del modelo son mensuales para el periodo 1975-1999. Este autor encuentra que para los mercados mencionados, variables como el precio de los *commodities*, el nivel de precios y la prima de riesgo son significativos para la determinación de precio de las acciones. Así mismo, encuentra que los actores del mercado de valores son previsores (*forward-looking*), por lo que forman expectativas racionales, pero eso a su vez hace que las variables macro no puedan ser usadas para predicción. Ratanapakorn y Sharma (2007) estudian la relación de largo plazo y las dinámicas de corto plazo en el mercado de valores estadounidense (explorada a través del índice S&P 500 que reúne las 500 empresas más grandes de ese país) para el período comprendido entre el primer trimestre de 1975 y el cuarto trimestre de 1999, encontrando dos vectores de cointegración que describen, primero, una relación negativa entre el índice accionario y la tasa de interés de largo plazo, y segundo, una relación positiva con la oferta monetaria, la producción industrial, la inflación, la tasa de cambio y la tasa de interés de corto plazo. Adicionalmente a las relaciones tipificadas, encuentran que cada variable macroeconómica estudiada causa en el sentido de Granger a los precios de las acciones en el S&P en el largo, pero no en el corto plazo, resultados que son reforzados por el análisis de descomposición de la varianza.

En el caso europeo, Nasseh y Strauss (2000) encuentran soporte de una relación de largo plazo significativa entre los precios de las acciones y la actividad económica doméstica e internacional para los mercados de Francia, Italia, Holanda, Suiza, el Reino Unido y Alemania, utilizando datos trimestrales desde 1962 hasta 1995. Siguiendo la metodología de Johansen demuestran una relación entre la producción industrial, las tasas de interés de corto y largo plazo, los precios de las acciones en mercados extranjeros e introducen el resultado de encuestas sobre producción de bienes manufactureros, variable poco explorada por otros autores. Una vez más la metodología de descomposición de la varianza refuerza el poder explicativo de las variables macroeconómicas en el pronóstico de la dispersión de los precios de las acciones, respecto de su valor promedio. Se encuentra otro estudio en el que se juntan países norteamericanos y europeos, el trabajo es realizado por Nieh y Lee (2001) que buscan evidencia de una relación de cointegración entre los precios de las acciones y las tasas de cambio de los países que componen el G-7 (Estados Unidos, Canadá, Japón, Italia, Alemania, Francia y el Reino Unido), reuniendo información de cierres diarios en cada uno de los mercados (accionario y cambiario) para el período comprendido entre el 1° de octubre de 1993 y el 15 de febrero de 1996 (618 observaciones). Los autores no encuentran relación

alguna de largo plazo para ninguno de los países mencionados, demostrando que una mayor frecuencia de datos, no asegura una aproximación efectiva a relaciones de largo plazo. Sin embargo encuentra dinámicas de corto plazo interesantes, como por ejemplo, una depreciación castiga los precios en el mercado de valores alemán, pero lo estimula en el canadiense y en el inglés al día siguiente. O por otra parte, un alza en los precios de las acciones asiáticas e italianas provoca depreciaciones en la tasa de cambio.

Entre los resultados de los estudios empíricos aquí resumidos se puede encontrar un común denominador entre las variables macroeconómicas que pueden tener una relación de largo plazo con variables financieras, las cuales involucran el producto interno bruto o la producción industrial, la inflación o el índice de precios al consumidor, la tasa de cambio y algunos agregados monetarios, entre otros. Así mismo, hay consenso alrededor de que la variable financiera mediante la cual se describe de mejor forma el comportamiento del mercado financiero nacional es aquella que mide los retornos del principal mercado accionario de un país, que para el caso local corresponde al Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC).

3. DATOS Y METODOLOGÍA

Descripción de los datos

El estudio se limita a la selección de unas pocas variables macroeconómicas que de acuerdo con la literatura empírica relevante (no un modelo teórico fundamentado) podrían afectar potencialmente los retornos del mercado accionario. Su selección y utilización tomó en consideración la disponibilidad de fuentes estadísticas, la periodicidad de cálculo (mensual) y su publicación (fin de mes), así como la consistencia, calidad de la información y su congruencia con el horizonte de tiempo que en este trabajo se pretende estudiar (julio 2001 hasta diciembre 2011). Todas las variables son trabajadas en logaritmos para estandarizar las unidades de las series utilizadas y para mejor análisis de los resultados de los modelos (elasticidades). A continuación se realiza una descripción de las variables que se analizan y la hipótesis de su efecto sobre el comportamiento de los retornos accionarios:

i. Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC):

Este índice es utilizado como una variable que mide el volumen y la actividad del mercado de valores colombiano. La serie de datos comprende el valor del índice a partir de su fecha de creación en julio de 2001. La fuente de información es el Banco de la República, pero este índice es

calculado por la Bolsa de Valores de Colombia (BVC) ponderando las acciones más líquidas y de mayor capitalización que se negocian en la Bolsa, es decir aquellas que tienen una mayor rotación y frecuencia. La base es julio 2001 = 1000. Su unidad de medida son puntos.

ii. Índice de Producción Real de la Industria Manufacturera colombiana sin trilla de café (IPI):

El IPI fue seleccionado como proxy de la actividad económica real del país⁶. La fuente de la información suministrada proviene del Banco de la República y es calculada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) con base en la Muestra Mensual Manufacturera. Fue escogido el valor del índice para el total nacional y la base es 2001=100. Su unidad de medida son puntos.

La revisión de literatura relevante sugiere que un aumento en la producción genera expectativas de incrementos en las ventas, lo que a su vez genera esperanzas de un incremento en los futuros flujos de caja de la empresa, con lo que se eleva el valor de la compañía.

iii. M3:

De acuerdo con el Manual de Sectorización Monetaria y Económica del Banco de la República, un agregado monetario se define como un “conjunto de pasivos, emitidos por un agente del sistema financiero, y demandado por alguno de los sectores de la economía que cumple alguna de las funciones de la demanda de dinero. Esto es, medio de cambio, unidad de cuenta y, depósito de valor”. El agregado monetario M3 es utilizado como medida de la oferta monetaria y comprende al agregado M2, que incluye a su vez a M1 más otros pasivos sujetos a encaje no incluidos en M2 (se está sumando cuentas corrientes, efectivo en poder del público, depósitos de ahorro y certificados de depósito a término en todos los plazos y condiciones de indexación conocidos también como “cuasi-dineros”). Se utiliza M3 porque en su cálculo se está recogiendo toda la información de los pasivos emitidos por los diferentes agentes del sistema. La fuente de la información es el Banco de la República. La unidad de medida son millones de pesos colombianos.

En la literatura internacional el efecto de esta variable no es claro, es decir, se encuentra un número parejo de estudios que determinan una relación positiva como los que resultan con una relación

⁶ Aunque la variable natural de la actividad económica es el Producto Interno Bruto (PIB), para este estudio se utilizó el índice de producción industrial por la conveniencia de su periodicidad, pero especialmente porque dado que su cálculo resulta solo de ciertos establecimientos industriales, se podría estar asegurando un ajuste explicativo mayor del IPI al IGBC, porque este último resulta de la ponderación de un número reducido de empresas cotizantes en la Bolsa de Valores de Colombia. Dado que las empresas cotizantes son aquellas que tienen un patrimonio sólido, una capitalización de mercado sustancial y un gobierno corporativo bien fundamentado, es decir, de las empresas más importantes del país, el filtro de empresas que realiza el IPI ayuda a limpiar cualquier ruido introducido por empresas que no son representadas por el movimiento del precio de las acciones.

negativa. El efecto negativo se espera por el hecho que una política monetaria expansiva (vía aumentos en la oferta monetaria) puede generar aumentos en las expectativas de inflación de los agentes, que más adelante se traducen en incrementos en la tasa de descuento con la cual se trae a valor presente los flujos futuros de la inversión. Por su parte, el efecto positivo se da porque aumentos en la oferta monetaria aumentan el flujo de caja o de dinero disponible en la caja de los agentes, favoreciendo el atractivo de alternativas de inversión de mayor riesgo.

iv. Tasa de cambio representativa del mercado de divisas (TRM):

La fuente de la información es el Banco de la República y es calculada por la Superintendencia Financiera de Colombia. La unidad de medida son la cantidad de pesos colombianos que se deben entregar para adquirir un dólar americano.

La literatura sugiere que la relación entre IGBC y tasa de cambio es positiva para economías netamente exportadoras. Las expectativas de incrementos en las ventas generan esperanzas sobre un incremento en los flujos de caja futuros de la empresa, con lo que se eleva el valor de la compañía.

v. Índice de Precios al Consumidor (IPC):

El IPC fue seleccionado como medida de la inflación. La fuente de la información es el Banco de la República y es calculada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) con base en un nuevo sistema de ponderaciones y una nueva canasta de bienes y servicios. Fue escogido el valor del índice para el total nacional ponderado. La base actual es diciembre 2008 = 100. La unidad de medida son puntos.

Para esta variable abunda la literatura que sugiere una relación negativa respecto al IGBC, es decir, si las expectativas de inflación de los agentes sugieren un aumento de ésta, la atención de las autoridades monetarias se centrará en tratar de detener ese incremento, por lo que posiblemente se determinarán políticas monetarias de carácter restrictivo, lo que tendrá un efecto negativo sobre los precios de las acciones.

Grafico 1. Series en niveles

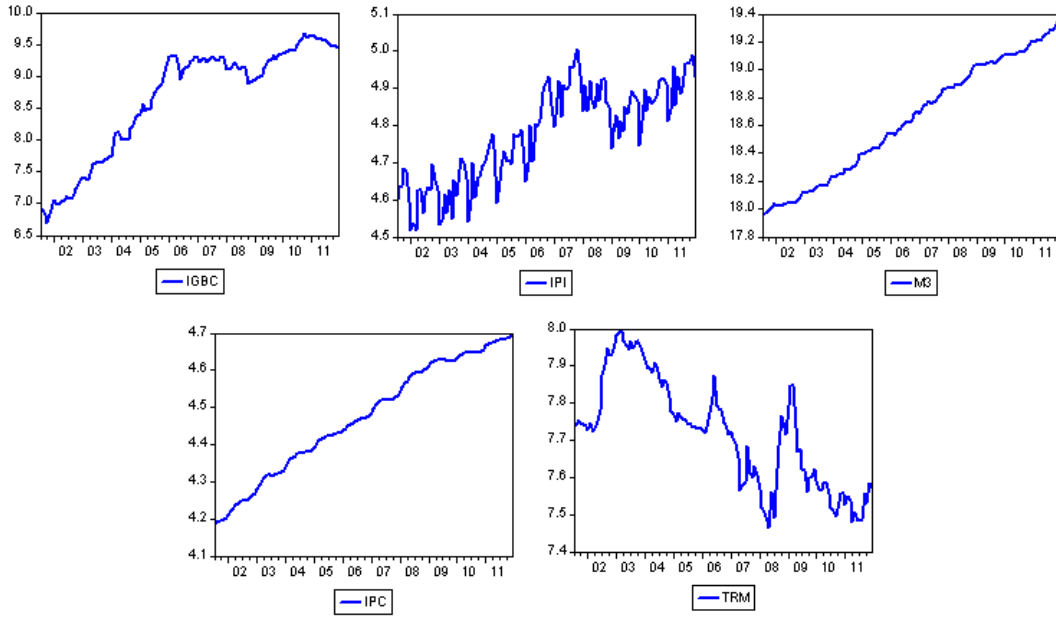
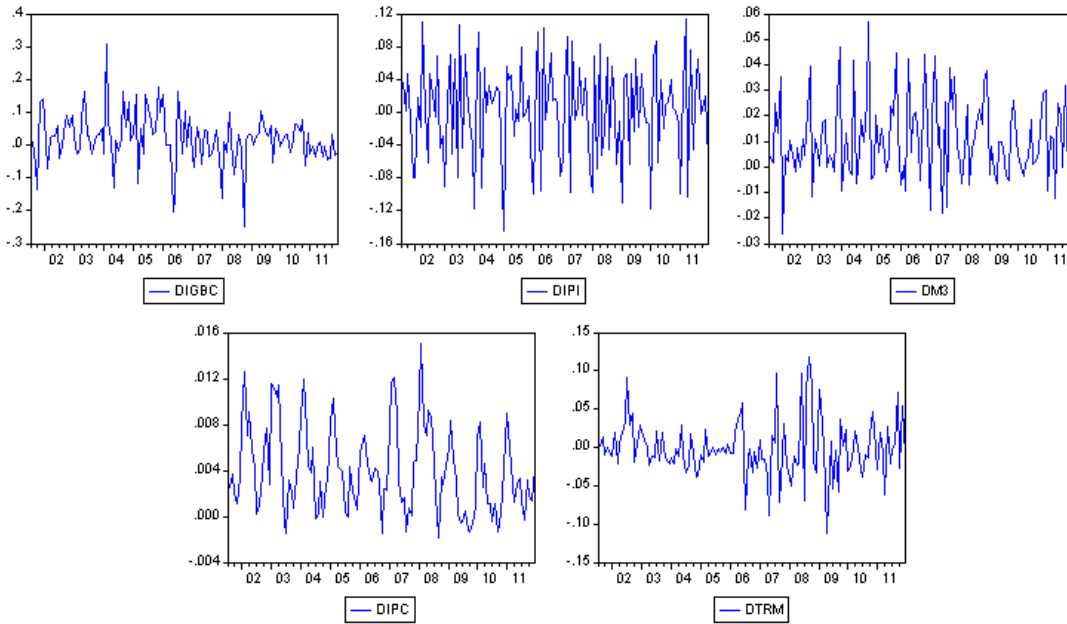


Grafico 2. Series en primeras diferencias



Metodología Vector de corrección de errores (VEC)

La teoría clásica de las series de tiempo sostiene que el comportamiento pasado de una serie puede proveer información importante sobre su comportamiento futuro. Es así como surgen modelos

como el Autorregresivo (AR), Promedio Móvil (MA) o la combinación de éstos, Promedio Móvil Autorregresivo (ARMA). La diferencia entre los dos primeros radica en que el primero afirma que la variable objetivo depende exclusivamente de su propio pasado, mientras que el segundo, sostiene que la variable depende exclusivamente del presente y pasado de sus propios errores. Sin embargo, estos modelos tienen la particularidad de ser univariados, por cuanto describen las características de una sola variable a través del tiempo. A pesar de que la academia evolucionó hacia modelos más complejos en los que se incluyeron mayor cantidad de variables⁷, se encontraron con el hecho de que tratar con modelos multivariados, a través de modelos de regresión lineal, suponía de antemano la exogeneidad de las variables independientes, es decir, la exclusión de una influencia recíproca o simultánea proveniente de la variable independiente, así como la independencia del término de error estocástico y, adicionalmente, la existencia de un único vector de cointegración sobre todo el conjunto de variables, características que de no ser validadas previamente, podrían suponer problemas de mala especificación de los modelos según sostienen Mísas y Oliveros (1997). Una respuesta a esta situación fue la construcción de un sistema de ecuaciones simultáneas con la suposición de que todas las variables eran interdependientes o endógenas: el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR). Así, cada variable que conforme el sistema, estaría en función, no solo de sus propios rezagos, sino también del rezago de las demás variables del sistema y de un término de error aleatorio.

$$\begin{pmatrix} X_t \\ \vdots \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_0 \\ \vdots \\ \mu_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{m1} & \dots & \beta_{mn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{t-n} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \theta_{11} & \dots & \theta_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{m1} & \dots & \theta_{mn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-n} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \psi_{11} & \dots & \psi_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \psi_{m1} & \dots & \psi_{mn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_{t-1} \\ \vdots \\ Z_{t-n} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{pmatrix}$$

Sin embargo, la posibilidad de estimar adecuadamente los modelos VAR depende de que todas las variables sean estacionarias, es decir, que su orden de integración sea cero ($I_{(0)}$). Esta es una gran dificultad ya que la mayoría de las series de tiempo no presenta este comportamiento estacionario, lo que impide que sus propiedades estadísticas se mantengan constantes a través del tiempo. Así mismo, es común encontrar relaciones lineales entre variables, que a pesar de contar con estadísticos que validan la relación⁸, no son propiamente el resultado de una relación previamente establecida a través de la teoría económica, sino una relación de mera casualidad. De acuerdo con Montenegro (2005), existen cuatro posibles especificaciones de regresiones que se pueden realizar, la primera, afirma que es factible que una variable estacionaria pueda ser explicada por otra variable estacionaria y por un término de error que sigue un comportamiento denominado ruido

⁷ Estos pueden clasificarse en modelos bivariados (caso en el que se investiga la influencia de una variable independiente sobre el comportamiento de otra variable denominada dependiente) o multivariados (cuando se trata con más de dos variables independientes).

⁸ Las regresiones espurias se caracterizan por tener poder explicativo cercano a la unidad, coeficientes estadísticamente diferentes de cero, entre otras.

blanco (aleatorio, no está correlacionado, tiene media cero y varianza constante⁹). La segunda, habla de que no es factible que una variable dependiente integrada sea explicada por una variable estacionaria, pues el componente no estacionario explicativo sería capturado por el término de error aleatorio. La tercera, nos dice que tampoco es factible el caso contrario, en que una variable estacionaria sea explicada por una o más variables no estacionarias. Y por último, se tiene que es posible que una variable con tendencia, sea explicada por otras variables que no sean estacionarias. Este comportamiento, sería posible solamente si las variables presentan entre ellas una tendencia común a través del tiempo o dicho de otro modo, una relación de cointegración o de largo plazo. En caso contrario, la regresión sería espuria y el término de error aleatorio sería el encargado de recoger el comportamiento divergente de las variables, lo que lo haría no estacionario. Este último caso es el que concentra el interés de este trabajo. De acuerdo con las gráficas mostradas anteriormente, se observa que la mayoría de las variables, sino todas, presentan movimientos que parecen ser no estacionarios. En consecuencia, para que el estudio econométrico a realizar tenga sentido, será necesario encontrar un mecanismo que evite, no solo una divergencia irreversible entre las variables, sino que además las mantenga “unidas” en el largo plazo aun cuando no sean estacionarias, de manera que la diferencia entre ellas si lo sea. Dicho en términos más formales, una combinación lineal de dos o más series no estacionarias puede ser estacionaria. De ser así, se dice que las series que dieron origen a esa combinación lineal estacionaria, están cointegradas.

Existen diferentes metodologías para probar la existencia de cointegración. Entre las más relevantes se encuentra la de los pioneros en el tema Engle y Granger en el año 1987. Más adelante Johansen (1988) y Stock y Watson (1988) presentan nuevos enfoques, pero en el caso contemporáneo, la literatura se enriquece con el estudio de Juselius (2005).

Metodología propuesta por Johansen¹⁰

Paso 1 – Orden de integración

El primer paso de esta metodología corresponde a determinar el orden de integración de las series. Por definición, para que exista cointegración entre las series objeto de estudio, se requiere que su orden de integración sea el mismo. En caso de que éste sea cero, es decir, que las variables sean estacionarias, es posible utilizar la metodología tradicional de VAR señalada anteriormente. Por otra parte, para el caso en que se encuentre diferente orden de integración, se puede inferir que las variables no están cointegradas. Las pruebas estadísticas para determinar el orden de integración de

⁹ Definición tomada de Damodar Gujarati (2003).

¹⁰ La forma en que se va a describir la metodología de cointegración de Johansen (1988), es decir, el paso a paso, es tomada del libro de Walters Enders “*Applied Econometric Time Series*” (John Wiley & Sons, primera edición).

una serie se conocen como pruebas de raíz unitaria. En ellas, el número de raíces identificadas corresponderá al orden de integración de la serie. Las pruebas más comunes son la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF por sus siglas en inglés), la prueba de Phillips – Perron y la prueba de Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS). Para este trabajo la única metodología que se utilizará será la ADF, porque se construirá artesanalmente, de forma que se supondrá como es el proceso generador de datos de cada una de las variables del sistema de información. Enders (1995) afirma que estas pruebas asumen que los errores son independientes y tienen varianza constante, lo cual genera inconvenientes para conocer el verdadero proceso generador de datos. Para resolver esto, es necesario estimar cada uno de los posibles modelos de presencia de raíz unitaria con y sin determinísticas, de forma que en cada uno de ellos se analice la significancia del último rezago, de la constante y la tendencia, así como la distribución de los errores. Es así como para realizar la prueba Augmented Dickey Fuller se deben estimar las siguientes tres regresiones (notación Enders (1995)) para cada una de las variables del sistema de información, mediante la metodología de mínimos cuadrados ordinarios:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (3)$$

En donde $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$; γ es el coeficiente que dirá si la ecuación evaluada es estacionaria o no; a_0 es la constante y t es la tendencia. El modelo ideal, es decir, aquel que corrige los problemas enunciados por Enders y con el cual se sabe si la serie es estacionaria debe cumplir con que los errores (ϵ_t) sean ruido blanco, que el último rezago (Δy_{t-i+1}) sea significativo¹¹, que $\gamma < 0$, de lo contrario el proceso generador de datos sería explosivo. Se debe rechazar la hipótesis nula $\gamma = 0$ ¹², es decir, que la serie es no estacionaria, se mira la significancia a_0 y a_2 ¹³, para saber si las

¹¹ De acuerdo con Enders (1995) una forma de seleccionar el número de rezagos apropiado es empezar con un número de rezagos relativamente largo (n) y estimar el modelo de forma que se evalúen las pruebas T y F para ver su significancia individual y conjunta. Si el estadístico T del rezago n no es significativo, dado un valor crítico, entonces se debe reestimar el modelo utilizando un rezago menos ($n-1$). Este proceso debe repetirse hasta que se llegue el número de rezagos que resulte ser estadísticamente diferente de cero.

¹² Dickey and Fuller (1979) encontraron que los valores críticos para evaluar la hipótesis nula $\gamma = 0$ dependen de la regresión (sus componentes) y del tamaño de la muestra, es por eso que ellos realizan simulaciones para encontrar la distribución que se ajuste a ésta. Para este caso, David Dickey construye la tabla de valores críticos a partir de simulaciones Monte Carlo. Se deben tomar los valores de τ cuando se está evaluando la regresión sin constante y sin tendencia; los de τ_{μ} cuando se está evaluando la regresión solo con constante y τ_{τ} cuando se está evaluando la regresión con constante y con tendencia. Esta tabla es publicada por Wayne Fuller (1976), “*Introduction to Statistical Time Series*” (John Wiley), sin embargo, para efectos de esta investigación es tomada de Walter Enders (1995), “*Applied Econometric Time Series*” (John Wiley & Sons, primera edición).

¹³ Igual que en el caso de la evaluación de γ , Dickey and Fuller (1981) encuentran las distribuciones y respectivos valores críticos para determinar la significancia de las componentes determinísticas (a_0 y a_2). Dado que éstos dependen de la regresión, se deben utilizar los valores de τ_{a_0} para evaluar la significancia de la constante, cuando en la regresión ésta es la única componente determinística; los de τ_{a_2}

determinísticas intervienen en el proceso generador de datos. Para este último caso siempre se debe empezar por la ecuación (3), de forma que si la constante y la tendencia no son significativas se procede a analizar la anterior (2), si resulta que la constante tampoco es significativa, entonces se evalúa la primera ecuación (1), de forma que en cada etapa se va descartando su influencia.

Cuando se acepta la hipótesis nula ($\gamma=0$) se dice que hay evidencia estadística suficiente para afirmar que la serie es estacionaria. En otras palabras, la variable en cuestión no depende de su dato inmediatamente anterior, de manera que no existe un mecanismo que haga que la serie retorne a la media cada vez que se aleja de ella. Para lograr estacionariedad es necesario diferenciar las series, de forma que la serie resultado vuelve a pasar por el mismo proceso de evaluación. Dependiendo del número de veces que haya que diferenciar para encontrar estacionariedad, se sabrá el número de raíces unitarias ($I_{(0)}$, $I_{(1)}$, $I_{(2)}$, etc.).

Existen otras pruebas para determinar el orden de cointegración de series estadísticas, como por ejemplo la ADF-GLS y la KPSS. La primera de ellas, a diferencia de la explicada anteriormente, remueve la tendencia de las variables explicativas antes de correr la regresión. Por su parte, la segunda prueba difiere de las otras porque ella supone que y_t es estacionaria en tendencia.

Paso 2 – Selección óptima de rezagos

Johansen propone la inclusión de un criterio de selección por medio del cual se elige el número de rezagos óptimo que se debe tener en cuenta para estimar el modelo de cointegración. La metodología más común para realizar esta selección es estimar un modelo VAR no restringido (es decir, el tradicional), escoger un número de rezagos cualquiera y estimar nuevamente el modelo usando cada vez un número menor de rezagos hasta encontrar el mejor modelo, es decir, aquel que cumpla con todos los requerimientos de una buena especificación, pero que además, sea el más parsimonioso, caso en el que será el que contenga el número de rezagos óptimo. De igual manera, siguiendo a Lutkepohl y Kratzig (2005) el número óptimo de rezagos puede ser identificado al minimizar alguno de los siguientes criterios de información:

$$AIC(n) = \log Det(\Sigma_{\eta}(n)) + \frac{2}{T}nK^2$$

$$HQ(n) = \log Det(\Sigma_{\eta}(n)) + \frac{2 \log \log T}{T}nK^2$$

$$SC(n) = \log Det(\Sigma_{\eta}(n)) + \frac{\log T}{T}nK^2$$

para evaluar la significancia de la tendencia y los de τ_{α} cuando se va a evaluar la significancia de la constante, cuando se incluye tanto la constante como la tendencia.

$$FPE(n) = \left(\frac{T + n^*}{T - n^*} \right)^K \text{Det}(\Sigma_\eta(n))$$

Donde n es el orden de rezagos de las variables endógenas, n^* el número de parámetros en cada ecuación del modelo contando componentes determinísticas y variables exógenas, Σ_η la matriz de covarianzas, K la dimensión del modelo VAR y T el número de observaciones. Para más información de la metodología de selección, ver Lutkepohl (2005). Misas y Oliveros (1997) describen otra metodología de selección que incluye en el proceso la identificación de componentes determinísticas, propuesto por Johansen (1994), como se verá más adelante. Esta es la metodología que seguimos en el desarrollo de este trabajo.

Paso 3 – Relación de largo plazo

El tercer paso consiste en establecer la relación de largo plazo entre las series. Si los resultados del primer paso indican que el orden de integración de las series Y_t y X_t es uno (I_1), se procede entonces a estimar su combinación lineal:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad \forall \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Las variables Y_t y X_t estarán cointegradas si y solo si la combinación lineal Z_t es estacionaria:

$$Z_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t = \varepsilon_t$$

Donde $[1 \ -\beta_0 \ -\beta_1]$ corresponde al Vector de Cointegración y el término de perturbación es estacionario por ser el resultado de la combinación de las variables Y_t y X_t . Siguiendo a Misas y Oliveros (1997), una representación equivalente de (4) se puede formular al considerar que la variable Y_t depende de su nivel en el periodo anterior (Y_{t-1}) (dado el orden de integración de la variable) y de una ponderación α de su desequilibrio de largo plazo en el periodo anterior (t-1):

$$\begin{aligned} Y_t &= Y_{t-1} - \alpha(Z_{t-1}) \\ Y_t &= Y_{t-1} - \alpha(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \eta_t \quad \forall \quad t = 1, 2, \dots, T \\ Y_t - Y_{t-1} &= -\alpha(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \eta_t \\ \Delta Y_t &= -\alpha(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \eta_t \end{aligned} \quad (5)$$

Nótese como el término ΔY_t conserva su propiedad estacionaria al ser el resultado de diferenciar una vez una variable integrada de orden uno y además por ser el resultado de una combinación lineal del desequilibrio $Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$ (estacionario) y de un término de perturbación ruido blanco

η_t ¹⁴. La expresión (5) es conocida como Modelo de Corrección de Error (VEC, por sus siglas en inglés) y de estar bien especificada para un determinado conjunto de variables, confirma la presencia de cointegración. Así pues, el VEC consistirá en una regresión que combina la información de largo plazo contenida en el término de cointegración, con la información de corto plazo contenida en las variaciones rezagadas de Y_t y X_t , como sustenta Montenegro (2005).

Su expresión de forma expandida para el caso bivariado ($m=2$ variables) y $k=1$ número de rezagos óptimos, es similar a la representación del VAR y se escribe de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= \gamma_{10} + \gamma_{11}\Delta X_{t-1} + \gamma_{12}\Delta Y_{t-1} + \gamma_{13}(Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1} - \beta_0) + \varepsilon_{Xt} \\ \Delta Y_t &= \gamma_{20} + \gamma_{21}\Delta X_{t-1} + \gamma_{22}\Delta Y_{t-1} + \gamma_{23}(Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1} - \beta_0) + \varepsilon_{Yt}\end{aligned}$$

Donde una vez más los errores ε_{Yt} y ε_{Xt} deben ser estacionarios, de forma tal que la regresión sea admisible.

Para el caso multivariado, en el que se tengan m variables, se sigue exactamente el mismo procedimiento, con la diferencia que el vector de cointegración contendrá $m+1$ términos y se tendrán tantas ecuaciones como número de variables. Sin embargo, nótese también la importancia que compete a los residuales de la estimación conjunta de la regresión de largo plazo y el modelo de corrección de error. Si las desviaciones son estacionarias, hay evidencia suficiente para concluir que las variables están cointegradas. La prueba de raíz unitaria para los errores, se puede estimar por cualquiera de las metodologías mencionadas anteriormente.

Paso 4 – Determinación del número de vectores de cointegración

Con el objetivo de determinar el orden de cointegración (número de vectores), Johansen parte de la siguiente forma funcional del VEC:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' Y_{t-k} + \mu + \eta_t \quad (6)$$

Donde Y_t es un vector $px1$ integrado de orden 1, μ es un vector $px1$ de constantes que representa una tendencia lineal en el sistema, k supone el número de rezagos óptimos tal que los residuales de cada ecuación del VEC no están correlacionados y η_t un vector $px1$ de errores normales ruido blanco. Γ_i es una matriz pxp que representa el ajuste de corto plazo de cada una de las variables, α

¹⁴ Si el término de perturbación η_t no es ruido blanco, Misas y Oliveros sugieren adicionar como variables explicativas del modelo, valores rezagados de ΔY_t y ΔX_t .

una matriz α que representa la velocidad de ajuste o de corrección del desequilibrio de largo plazo y β una matriz $p \times r$ que contiene los vectores de cointegración. El orden de cointegración o número de vectores r indica la dimensión del espacio de cointegración y su determinación se lleva a cabo a partir de dos pruebas de razón de verosimilitud. La primera de ellas es conocida como la prueba de la traza y su forma general es:

$$\text{Traza} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (7)$$

Cuya hipótesis nula plantea la existencia de como máximo r vectores de cointegración, frente a la alterna de que existen más de r vectores. Este es un procedimiento que se valida de forma secuencial, es decir:

H_{Nula} : Las variables no están cointegradas ($r = 0$)

$H_{Alterna}$: Existe uno o más vectores de cointegración ($r > 0$)

En caso de rechazar la hipótesis nula, se procede a probar las siguientes hipótesis:

H_{Nula} : Existe un vector de cointegración ($r = 1$)

$H_{Alterna}$: Existe más un vector de cointegración ($r > 1$)

Si se vuelve a rechazar la hipótesis nula, se procede a probar las siguientes hipótesis:

H_{Nula} : Existen dos vectores de cointegración ($r = 2$)

$H_{Alterna}$: Existe más de dos vector de cointegración ($r > 2$)

Este procedimiento se repite sucesivamente hasta que no haya evidencia estadística suficiente para rechazar la hipótesis nula, caso en el cual se habrá obtenido el número de vectores de cointegración que debe contener el modelo.

Existe otra prueba equivalente a la de la traza, que es conocido como la prueba del máximo valor propio¹⁵, cuya forma es:

$$\text{Máximo Eigenvalor} = -T \ln(1 - \lambda_i) \quad (8)$$

Donde una vez más la hipótesis nula plantea la existencia de r vectores de cointegración, frente a la alterna de que existen $r+1$ vectores. Misas y Oliveros (1997) destacan: “Según demostró Johansen, estas pruebas no siguen una distribución conocida sino que asintóticamente convergen a una función del movimiento Browniano, por lo que, en compañía de Juselius encuentran su distribución

¹⁵ Misas y Oliveros, hacen referencia a Cheung y Lai (1993), quienes afirmaron que frente a posibles problemas de asimetría y apuntamiento, el test de la traza es más robusto que el del máximo eigenvalor.

asintótica y construyen sus propios valores críticos”, valores que pueden alterarse ante la presencia de componentes determinísticos, lo que lleva al siguiente paso. Sin embargo, antes de eso se debe tener en cuenta que el número de vectores de cointegración determina el rango de la matriz Π , donde $\Pi = \alpha\beta'$ y de donde se puede establecer que:

1. De acuerdo con Misas y Oliveros (1997), si $r=P$ se dice que la matriz Π es de rango completo, lo que significa que las variables consideradas son a lo sumo estacionarias en tendencia, luego no contienen raíces unitarias, de manera que es factible realizar una estimación de un modelo VAR en niveles.
2. Si $r=0$ se dice que la matriz Π es nula, lo que significa que existen p raíces unitarias, de manera que la correcta especificación del modelo será aquella en que no existe el término de corrección del error, o lo que es lo mismo, la estimación puede realizarse a través de un modelo VAR en diferencia, es decir, de las variables estacionarias.
3. Mukherjee y Naka (1995), indican que si $0 < r < P$ quiere decir que dentro de la matriz Π existen r columnas linealmente independientes y r vectores de cointegración en el sistema, y por tanto la estimación del modelo VAR debe ser realizada a través de la estimación de un VEC.

Paso 5 – Tratamiento de las componentes determinísticas

Como se mencionó en el paso anterior, el uso de los valores críticos está condicionado a la manera como se introducen las componentes determinísticas en el modelo. Este procedimiento es descrito por Misas y Oliveros (1997) con base en la metodología de selección propuesta por Johansen (1994). Las determinísticas a las que se hace referencia son constantes (μ), tendencias lineales (δt) y estacionalidades (ω). Así es como se observa la presencia de μ , δt y ω en la forma funcional del VEC:

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha\beta' Y_{t-k} + \omega D_t + \eta_t \quad (9)$$

Esta presencia de μ , δt y ω en la forma funcional del VEC tiene las siguientes implicaciones:

- Y_t exhibe una tendencia lineal si solo se considera μ
- Y_t exhibe una tendencia cuadrática si se consideran μ y δ

- Si se considera ω las variables exhiben una estacionalidad que puede ser recogida a través de la inclusión de variables Dummy estacionales

El siguiente ejemplo ayuda a comprender mejor la razón de ser de la afirmación anterior:

$$\begin{aligned}
 Y_t &= \varphi + at^2 - b^t + c \\
 Y_{t-1} &= \varphi + a(t-1)^2 - b(t-1) + c \\
 \Delta Y_t &= -2at + a - b \\
 \Delta Y_t &= \delta t - \mu \\
 \delta &= -2a \\
 \mu &= a - b
 \end{aligned}$$

El interrogante frente a la inclusión de dichas componentes, radica en determinar si su presencia está asociada a la relación de corto o a la de largo plazo. Este dilema se puede observar más claramente en la siguiente representación funcional general que muestran Misas y Oliveros (1997):

$$\Delta Y_t = \alpha_1 \mu_2 + \alpha_2 \delta_2 t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' Y_{t-k} + \omega D_t + \eta_t \quad (10)$$

Donde
$$\beta' = \left[\begin{array}{c|cc}
 \beta_{11} & \dots & \beta_{1n} \\
 \vdots & \ddots & \vdots \\
 \beta_{m1} & \dots & \beta_{mn} \\
 \mu^*_1 & \dots & \mu^*_n \\
 \delta^*_1 & \dots & \delta^*_n
 \end{array} \right]$$

Ante esta situación, se proponen cinco diferentes especificaciones de modelos a estudiar, que se pueden dividir en tres grandes grupos:

1. Los que permiten una tendencia cuadrática determinística en el modelo VAR(t).
 - a) Esto implica una tendencia lineal en la representación VEC($t-1$), es decir con presencia del intercepto y la tendencia tanto en el corto como en el largo plazo.

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \delta t_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' [Y_{t-k} \quad \mu_1^* \quad t_1^*] + \eta_t$$

2. Los que permiten una tendencia lineal determinística en el modelo VAR(t).
 - b) Se impone una restricción sobre la tendencia lineal en el corto plazo, permitiendo únicamente aquella en el largo plazo y el intercepto.

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' [Y_{t-k} \quad \mu_1^* \quad t_1^*] + \eta_t$$

c) Considera solamente la presencia del intercepto en la relación de largo plazo del VEC($t-1$).

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' [Y_{t-k} \quad \mu_1^*] + \eta_t$$

3. Los que asumen que no hay una tendencia lineal determinística en el modelo VAR(t).

d) Considera la presencia del intercepto en la relación de largo plazo del VEC($t-1$).

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' [Y_{t-k} \quad \mu_1^*] + \eta_t$$

e) Ausencia total de componentes determinísticas dentro del modelo.

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' Y_{t-k} + \eta_t$$

Seguindo a Misas y Oliveros (1997), la incorporación de las componentes determinísticas no es un asunto aleatorio, ni de ensayo y error, los mencionados autores consideran una secuencia lógica de pruebas de hipótesis sobre restricciones en los parámetros de corto y largo plazo, que va desde el modelo menos restrictivo (modelo “a” del grupo 1) hasta el más restrictivo (modelo “e” del grupo 3), realizando la validación secuencial que se muestra a continuación:

H_{Nula} : NO Existe tendencia determinística cuadrática en los niveles

Modelo “b” del grupo 1 ($\mu = \alpha_{cp} \mu_0 + \alpha_{lp} \mu_1^*$ y $\delta = \alpha_{lp} \delta_1^*$)

$H_{Alternativa}$: Existe tendencia determinística cuadrática en los niveles

Modelo “a” del grupo 1 ($\mu = \alpha_{cp} \mu_0 + \alpha_{lp} \mu_1^*$ y $\delta = \alpha_{cp} \delta_0 + \alpha_{lp} \delta_1^*$)

Si se acepta la hipótesis nula, se procede probar las siguientes hipótesis:

H_{Nula} : NO Existe tendencia determinística lineal en la cointegración

Modelo “c” del grupo 2 ($\mu = \alpha_{cp} \mu_0 + \alpha_{lp} \mu_1^*$)

$H_{Alternativa}$: Existe tendencia determinística lineal en la cointegración

Modelo “b” del grupo 1 ($\mu = \alpha_{cp} \mu_0 + \alpha_{lp} \mu_1^*$ y $\delta = \alpha_{lp} \delta_1^*$)

Si nuevamente se acepta la hipótesis nula, se procede probar las siguientes hipótesis:

H_{Nula} : NO existe tendencia determinística lineal en los niveles

Modelo “d” del grupo 2 ($\mu = \alpha_{lp} \mu_1^*$)

$H_{Alterna}$: Existe tendencia determinística lineal en los niveles

Modelo “c” del grupo 2 ($\mu = \alpha_{cp}\mu_0 + \alpha_{lp}\mu_1^*$)

Si se vuelve a aceptar la hipótesis nula, se procede probar las siguientes hipótesis:

H_{Nula} : NO Existen componentes determinísticas en el modelo

Modelo “e” del grupo 2 ($\mu = 0$)

$H_{Alterna}$: Existen componentes determinísticas en el modelo

Modelo “d” del grupo 2 ($\mu = \alpha_{lp}\mu_1^*$)

Nota: Tanto el subíndice “lp” como el símbolo *, están haciendo referencia al largo plazo. Por su parte, el subíndice “cp” representa el corto plazo.

Paso 6 – Validación de la veracidad de combinaciones lineales y/o restricciones sobre los parámetros

Con este paso se verifica que las relaciones que se han encontrado realizando el paso 4 y 5 sean realmente significativas. Es decir, hasta el momento se han encontrado los valores de α y β , y para esta última matriz se ha encontrado además la forma estadísticamente correcta de incluir las determinísticas. Pero para saber que todo lo que se ha encontrado es correcto, es necesario llevar a cabo la validación de las restricciones lineales de los parámetros de cointegración β (H_3), de los parámetros α (H_4), y conjuntamente para la matriz Π (H_5).

De acuerdo con Johansen y Juselius (1990), cada una de estas pruebas se llevan a cabo evaluando una serie de restricciones únicas para cada caso, de la siguiente forma:

$$H_3: \quad \Pi = \alpha\Phi'H' \text{ es decir, } \beta = H\Phi^*$$

En este caso se imponen restricciones a la matriz β de forma que esta se vuelve $H\Phi^*$, donde H contiene las restricciones que los investigadores crean conveniente y Φ^* es una matriz desconocida.

$$H_4: \quad \Pi = A\Gamma\beta' \text{ es decir, } \alpha = A\psi$$

Dado que aquí se le están imponiendo restricciones a alpha (matriz de ajuste), al igual que en el caso de H_3 , α se vuelve $A\Gamma$, donde A tiene las restricciones y Γ es desconocida.

$$H_5: \quad \Pi = A\Gamma\Phi'H'$$

En este último caso se están imponiendo restricciones tanto en α como en β , por lo que éstas son reemplazadas por las matrices utilizadas en H_3 y H_4 , de forma que a criterio del investigador se analizan las restricciones introducidas en H y en A.

Paso 7 – Diagnóstico del comportamiento de los residuales

Consiste en evaluar la bondad de ajuste del modelo de corrección de error estimado. Esto es, encontrar evidencia de normalidad y de ausencia de autocorrelación serial de los residuos (multivariada en ambos casos), a través de la realización de las pruebas de diagnóstico de residuales de Lutkepohl (1993) que son las que permitirán el comportamiento óptimo de los mismos.

Paso 8 – Pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad

Para llevar a cabo los procesos descritos hasta el momento, es bastante útil el mecanismo de modelación econométrica propuesto por el London School of Economics, que tal y como lo señalan Misas y Oliveros (1997), proveen un marco de referencia adecuado para introducir la discusión de exogeneidad y causalidad. La importancia de la evaluación del primer término en las variables del modelo radica en la validez de los ejercicios que se quieren llevar a cabo con los resultados encontrados, más específicamente, de acuerdo con los tres grados de exogeneidad que existen se tiene que: la exogeneidad débil permite evaluar pruebas de hipótesis de los parámetros de interés del modelo, la exogeneidad fuerte es necesaria para llevar a cabo pronósticos condicionados y la exogeneidad súper fuerte para generar análisis de política.

Así mismo es importante verificar la presencia de las variables seleccionadas en la relación de largo plazo (exclusión), para lo cual se utiliza la estadística Chi-cuadrado, con un número de grados de libertad que depende del número variables y de relaciones de cointegración. También se requiere verificar la estacionariedad de las variables incluidas, para la cual se utiliza el mismo estadístico. Valores computados superiores al valor crítico, aceptan la hipótesis nula de presencia en la relación de largo plazo, estacionariedad y exogeneidad. Estos resultados se utilizarán para evaluar diferentes hipótesis de restricciones sobre los parámetros de la matriz Π .

Paso 9 – Análisis de información adicional

Finalmente, el último paso corresponde a la realización de ejercicios como por ejemplo introducir perturbaciones aleatorias o choques a cualquiera de los errores aleatorios o variables y observar cómo se comportan todas las demás variables que conforman el sistema de información. De esta manera, puede hacerse una inferencia acerca de la estabilidad del mismo, pues de serlo, el choque desaparecería con el transcurrir del tiempo. Eso es análisis de impulso – respuesta.

Así mismo, existe una metodología que permite descomponer la varianza del error de predicción del modelo, permitiendo así conocer que parte de la varianza de una variable es atribuible a su propio error y que parte corresponde al error de cada una de las demás variables. También es posible determinar relaciones de causalidad (en el sentido de Granger) que Montenegro (2005) ayuda a comprender de la siguiente manera: “Se dice que la variable Z causa a X (ayuda a predecir X) cuando en presencia del pasado de X, el pasado de Z ayuda a explicar a X”. La existencia de cointegración por definición, permite la identificación de relaciones de largo plazo. Por tanto, de encontrar evidencia de esta relación en Colombia, se podrá aplicar este ejercicio para determinar si las variables macroeconómicas pueden ser consideradas como un indicador líder de los retornos en el mercado de valores (o viceversa) o si la relación puede ser bidireccional o si simplemente no se presenta causalidad en el sentido de Granger .

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Determinación del orden de integración

Para comprobar si las series utilizadas tienen raíz unitaria, se construyó la prueba Augmented Dickey Fuller, de acuerdo con Dickey and Fuller (1979 y 1981), tal y como se describió en la sección 3. El proceso se realizó tanto para las series en niveles, como en primeras diferencias utilizando el software estadístico Econometric Views (EViews - versión 4.1). Para el primer caso, se encontró que la mayoría de rezagos estudiados se acepta la hipótesis nula de $\gamma=0$ y no se encontró significancia en las determinísticas (a_0 y a_2). En el cuadro 3 se muestran los resultados encontrados con constante, porque para todas las variables, excepto TRM, en la regresión que no incluye las componentes determinísticas se obtiene $\gamma>0$, lo cual significa que el proceso generador de datos es explosivo. En el segundo caso, primeras diferencias, se encontró que se rechaza $\gamma=0$, en algunos casos a un nivel de significancia del 95% y para otros del 99%. Así mismo, se encontró que para algunas variables la constante y/o la tendencia tienen influencia. Dado que se encuentra que las series son estacionarias después de diferenciarlas por primera vez, se concluye que todas las series son $I_{(1)}$. En el cuadro 3 (paneles A y B) se resumen los resultados encontrados tanto para la prueba ADF (cuyos resultados para todas las series se muestran en el apéndice A) como para las pruebas ADF-GLS y KPSS.

Cuadro 3. Panel A. Pruebas de raíz unitaria ADF

	Niveles			Primeras diferencias		
	Sin a_0 y a_2	a_0	Con a_0 y a_2	Sin a_0 y a_2	a_0	Con a_0 y a_2
LIGBC		-0.016 (-2.118)		-0.405 (-2.044)*		
LIPC		-0.005 (-2.179)				-0.764 (-6.887)**
LIPI		-0.041 (-1.272)		-1.702 (-2.265)**		
LM3		-0.001 (-0.185)			-1.753 (-3.798)**	
LTRM		-0.024 (-0.900)		-1.121 (-3.903)**		

Nota: En la tabla se encuentra el coeficiente de γ y entre paréntesis se encuentra su estadístico t. Con * se denotan aquellos coeficientes con significancia al 95% y con ** al 99%.

Cuadro 3. Panel B. Pruebas de raíz unitaria ADF-GLS y KPSS

	ADF - GLS				KPSS			
	niveles		primeras diferencias		niveles		primeras diferencias	
	a_0	Con a_0 y a_2	a_0	Con a_0 y a_2	a_0	Con a_0 y a_2	a_0	Con a_0 y a_2
LIGBC	0,005 (-1,08)		-0,870 (-9,728)**		0,304		0,076**	
LIPC	0,001 (-1,477)		-0,398 (-5,544)**		0,244		0,078**	
LIPI	-0,003 (-0,166)		-0,479 (-1,536)*		0,191		0,167**	
LM3	0,014 (-5,460)		-1,005 (-11,182)**		0,164		0,133**	
LTRM	-0,038 (-1,604)		-0,908 (-10,116)**		0,082		0,082**	

Para el caso de la prueba ADF – GLS se reportan en el cuadro el coeficiente de γ y abajo entre paréntesis se encuentra su estadístico t. Mientras que para la prueba KPSS solo reporta el estadístico LM. Tiene * aquellos coeficientes con significancia al 95% y con ** al 99%.

Número de rezagos óptimos e inclusión de componentes determinísticas

El análisis de cointegración considera la existencia de uno a dieciocho rezagos y los modelos (i) *CIDRIFT*, que considera la existencia de tendencia lineal en el vector de cointegración, y (ii) *DRIFT*, que considera una tendencia lineal determinística en los niveles de las variables. A menos que se especifique algo diferente, en la determinación de ésta y las siguientes cinco subsecciones, se utilizó el software econométrico Cointegration Analysis of Time Series (CATS versión 2.0) compatible con el programa Regression Analysis of Time Series (RATS versión 6.2). La selección de estos modelos se basa en la percepción de que las variables seleccionadas exhiben una tendencia

lineal en sus niveles, y en consecuencia se hace necesario decidir entre estos dos, escogiendo así la mejor forma de incluirla en el sistema de información. Para elegir el modelo más adecuado, se sigue la metodología de selección de componentes determinísticas propuesta por Johansen (1994), descrita por Misas y Oliveros (1997), cuyos resultados se presentan en el apéndice B, que contiene el resumen de los modelos.

En dicho apéndice, se muestran los resultados de los análisis hechos con los modelos CIDRIFT. Los modelos DRIFT no son parte del análisis de este trabajo porque los resultados de los modelos en los que se incluye la tendencia lineal en el vector de cointegración muestran que la exclusión de la tendencia no es significativa (última columna del cuadro), es decir, para 12 de 18 modelos la tendencia se encuentra dentro del vector de cointegración, por lo que no tendría sentido analizar modelos que solo consideran una tendencia lineal determinística en los niveles de las variables.

En ese mismo cuadro, las columnas de las pruebas multivariadas de normalidad y autocorrelación muestran los p-values de los estadísticos NM de Doornik y Hansen (1994), Ljung-Box y multiplicadores de Lagrange LM (1) y LM (4). Por su parte, las pruebas univariadas de normalidad se realizan mediante la prueba de Jarque-Bera. Los coeficientes reportados son los de la prueba y su evaluación se debe realizar de acuerdo con el valor crítico que se encuentra en la segunda fila del cuadro.

Para escoger uno de los modelos reportados en el cuadro del apéndice B, se deben evaluar no solo las pruebas uni y multivariadas, sino además que las pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad sean consecuentes con las relaciones económicas que los autores esperan de las variables escogidas. Por ejemplo, es indispensable que las variables sean estacionarias en primeras diferencias, es decir, $I_{(1)}$, porque de esta forma se asegura que la serie que está resultando del proceso de cointegración es estacionaria. Así mismo, el IGBC debe encontrarse dentro del vector de cointegración, porque de lo contrario la relación de largo plazo entre las principales variables macroeconómicas y los retornos del mercado de valores en Colombia, que busca explorar este documento, no tiene ninguna fundamentación econométrica, es decir, si el IGBC no se encuentra dentro del vector, entonces no hay relación de largo plazo con ninguna de las variables propuestas. Por último, es importante que el IGBC sea endógeno, porque de esa forma se asegura que parte de su comportamiento sea explicado por las variables incluidas en el modelo. Si se diera el caso en que en todos los modelos el IGBC fuera exógeno, entonces se podría afirmar que no hay relación ni de largo, ni de corto plazo, porque su comportamiento es explicado por factores que están fuera del alcance del modelo propuesto.

Determinación del número de vectores de cointegración

El cuadro 4 presenta los resultados obtenidos mediante la prueba de la traza, al considerar la representación $VAR(9)$ y el modelo $CIDRIFT$, incluyendo variables dummy estacionales centradas.

Cuadro 4. Determinación del número de vectores de cointegración.

Ho	p-r	Eigenvalor	Traza	V.C. Traza (90%)	Max. E.	V.C. Max. E. (90%)
r = 0	5	0.4782	167.29	82.68	76.1	23.72
r = 1	4	0.2891	91.19	58.96	39.93	19.88
r = 2	3	0.1668	51.27	39.08	21.34	16.13
r = 3	2	0.1343	29.92	22.95	16.88	12.39
r = 4	1	0.1055	13.04	10.56	13.04	10.56

Corrección Cheung-Lai	
Traza	V.C. Traza (90%)
105.58	131.00
57.55	93.42
32.36	61.92
18.88	36.36
8.23	16.73

En el Apéndice G se presentan las salidas para la prueba de cointegración empleando los estadísticos de la traza y del máximo eigenvalor para el modelo sin restricciones y sin corrección por tamaño de muestra. Bajo el primero de ellos se acepta la hipótesis de que haya máximo cinco vectores de cointegración, es decir que cinco de los eigenvalores son significativamente diferentes de cero, a un nivel de significancia del 1%. En ambos casos, los cinco eigenvalores generan cinco eigenvectores que se muestran ordenados de mayor a menor en filas bajo el rótulo “Unnormalized Cointegrating Coefficients”.

La prueba de la traza a un nivel de significancia del 10%, una vez corregida bajo la metodología propuesta por Cheung & Lai (1993) para muestras pequeñas, soporta la existencia de un solo vector de cointegración, de manera que sus coeficientes serían los mostrados normalizados como “1 cointegrating equation”, esto es, el vector $[1 \ -2.075117 \ 0.285726 \ -16.52848 \ 1.560958 \ 0.043095]$.

A pesar de lo anterior, se tiene que los modelos más ajustados son aquellos que tienen entre 9 y 17 rezagos, por lo que a continuación se va a presentar un análisis detallado de cada uno de ellos, hasta llegar al modelo que más se ajusta a las consideraciones económicas desarrolladas en los anteriores capítulos, con lo que se confirma la escogencia del modelo $VAR(9) - CIDRIFT$.

- 9 rezagos: cumple con los p-values de las pruebas multivariadas de normalidad y autocorrelación. Así mismo, las pruebas univariadas se encuentran por debajo del valor crítico de la prueba de Jarque-Bera. En cuanto a las pruebas exclusión, estacionariedad y exogeneidad, se tiene que todas las variables son estacionarias de grado uno, por lo que se está asegurando cointegración entre las series propuestas. Adicionalmente, se cumple con que el IGBC se encuentre en el vector de cointegración y sea una variable endógena, asegurando así que hay una relación entre el IGBC y algunas de las variables del modelo. Este modelo tiene una ventaja adicional y es que es el más parsimonioso, por tener el menor número de rezagos entre los modelos posibles, por lo cual se prefiere perder menos grados de libertad y ganar mayor poder de explicación.
- 10 rezagos: este modelo también cumple con los valores de las pruebas uni y multivariadas. Aunque todas las variables son estacionarias de grado uno y todas se encuentran dentro del vector de cointegración, el IGBC no resulta ser endógeno por lo que su comportamiento puede estar explicado por factores económicos que no se encuentran en este modelo. Así las cosas, no habría fundamentación econométrica para decir que hay una relación entre las variables propuestas.
- 11 rezagos: aunque este modelo cumple con las pruebas de normalidad y autocorrelación, las pruebas de exclusión y exogeneidad arrojan que todas las variables se encuentran por fuera del vector de cointegración y son exógenas, por lo cual no hay evidencia estadística para afirmar que hay una relación de largo plazo entre las variables analizadas.
- 12 rezagos: en este caso no hay ningún problema con las pruebas uni y multivariadas, tampoco con la estacionariedad resultante de la cointegración. Sin embargo, el IGBC está por fuera del vector de cointegración y es exógeno, por lo cual no hay evidencia estadística de una relación entre esta variable y el resto, que es exactamente lo que pretende explorar este documento.
- 14 rezagos: este modelo parece ajustarse bien a las relaciones económicas propuestas en los primeros capítulos de este documento. Sin embargo, la prueba univariada de normalidad de los errores del IPC queda por fuera del área de aceptación de la hipótesis nula de la prueba Jarque – Bera. Dado que no se alcanza la normalidad univariada, este modelo no tiene un comportamiento óptimo.

- 15 rezagos: este modelo cumple con todas las condiciones necesarias para hacerlo elegible, es decir, se alcanzan las pruebas de normalidad uni y multivariada, todas las variables son estacionarias de grado uno, el IGBC se encuentra dentro del vector de cointegración y es endógeno. De haber sido este el modelo escogido, el vector cointegrante estaría dado por:

IGBC	IPI_ST	M3	IPC	TRM	TREND
1,00	6,27	2,46	-49,24	8,74	0,12

Estos valores representan los coeficientes para el índice general de la Bolsa de Valores (IGBC, normalizado a uno), la producción industrial (IPI_ST), la oferta monetaria (M3), el índice de precios (IPC), la tasa de cambio (TRM) y una variable de tendencia lineal (TREND), todas ellas sujetas a una transformación logarítmica. El vector puede ser reexpresado como:

$$\text{IGBC} = - 6.27 \text{ IPI} - 2.46 \text{ M3} + 49.24 \text{ IPC} - 8.74 \text{ TRM} - 0.12t$$

De acuerdo con los resultados esperados expuestos en el trabajo, se presenta un resultado mixto en el signo de las variables y sus predicciones teóricas. Los resultados soportan una relación negativa entre el IGBC, la producción industrial, la oferta monetaria y la tasa de cambio y una relación positiva entre el IGBC y el índice de precios. En el caso de la producción industrial, el resultado no es consistente con el común denominador de la literatura financiera estudiada. Este factor, en conjunto con el cumplimiento del principio de parsimonia, mediante el cual se le da prelación explicativa al modelo más simple, son para nosotros razones adicionales para escoger el modelo con 9 rezagos, que también cumple con todas las condiciones.

- 16 rezagos: este modelo presenta dos inconvenientes. El primero es que la prueba de autocorrelación LM (1) queda en límite de rechazo, por lo cual no hay certeza que los residuos realmente se comporten de manera óptima. El segundo inconveniente está en que el IGBC no se encuentra dentro del vector de cointegración, por lo cual este modelo está afirmando que no hay una relación de largo plazo entre esta variables y resto de las series propuesta.
- 17 rezagos: con este modelo nos enfrentamos a una situación similar a la del modelo con 15 rezagos con una leve diferencia; aunque el modelo cumple con las especificaciones económicas, no supera la prueba de autocorrelación de orden uno al 95% de confianza, por lo que no habría certeza que los residuos realmente se comportan de manera óptima. Aunque la escogencia del modelo adecuado se realiza antes de la determinación del número de vectores de cointegración, los resultados obtenidos en el documento dicen que hay máximo un vector de cointegración, por

lo cual este modelo que arroja tres posibles vectores no parece ser consecuente con este resultado.

Diagnóstico del comportamiento de los residuales

Una vez se acepta el vector de cointegración se llevan a cabo pruebas de diagnóstico sobre los residuales (Lutkepohl, 1993), cuyo comportamiento óptimo estará dado por el hecho de que las pruebas multivariadas den evidencia de que no hay autocorrelación residual y siguen una distribución Normal. De acuerdo con el cuadro 5, para las primeras se utilizaron las pruebas Ljung-Box (29), LM(1) y LM(4) cuyos p-value asociados son, respectivamente, 0.00¹⁶, 0.37 y 0.78, con los cuales se concluye que existe evidencia de comportamiento ruido blanco multivariado en los residuales. Por otra parte, el p-value de CHISQ(10), 0.58, evidencia un comportamiento normal multivariado en los residuales.

Cuadro 5. Pruebas Multivariadas.

PRUEBAS MULTIVARIADAS DE AUTOCORRELACIÓN		
L-B(29)	CHISQ(500)	672.888 (0.00)
LM(1)	CHISQ(25)	26.740 (0.37)
LM(4)	CHISQ(25)	19.427 (0.78)
PRUEBA MULTIVARIADA DE NORMALIDAD		
	CHISQ(10)	8.537 0.58

* P-value entre paréntesis.

Con el propósito de ganar intuición sobre la naturaleza económica de las relaciones de largo plazo subyacentes entre las variables que conforman el sistema, puede que se haga necesario imponer restricciones sobre el vector de cointegración encontrado. En la práctica, se sugiere partir de relaciones observadas en la literatura relevante. Para el caso de este documento, se llevan a cabo pruebas de exogeneidad débil, estacionariedad y exclusión del vector de cointegración. Es de señalar que, dado el propósito del ejercicio, se requiere que el IGBC no sea exógena débil. El cuadro 6 presenta los resultados de las pruebas.

¹⁶ Es de anotar que con la estadística L-B(29) existe evidencia de autocorrelación. Sin embargo, dada la complejidad del ejercicio, se aceptaron los resultados de las pruebas LM con los rezagos escogidos por default en el programa RATS.

Cuadro 6. Pruebas multivariadas de selección componentes determinísticas

VARIABLES	EXCLUSIÓN	EXOGENEIDAD	ESTACIONARIEDAD
	V.C.: 2.72 $\alpha=10\%$	V.C.: 2.72 $\alpha=10\%$	V.C.: 9.23 $\alpha=10\%$
IGBC	18.51	3.31	46.29
IPI	0.71	28.93	40.24
M3	0.02	0.67	29.47
IPC	24.4	12.88	26.55
TRM	4.83	1.48	49.22
TREND	6.32		

Las pruebas de exclusión muestran que la producción industrial y la oferta monetaria están por fuera del vector de cointegración a un nivel de significancia del 10%. Así mismo, el sistema acepta la presencia de tendencia en el vector, ratificando la escogencia de los modelos *CIDRIFT*. Por su parte, las pruebas de estacionariedad, sugieren que las variables consideradas son integradas de orden uno, $I_{(1)}$, ratificando lo encontrado bajo las pruebas ADF. Por último, las pruebas de exogeneidad débil permiten concluir que existe evidencia para rechazar la hipótesis nula sobre el IGBC en el sistema correspondiente. Específicamente, el sistema considera que M3 y la TRM son excluidas del ejercicio al no poder rechazar la hipótesis de exogeneidad débil sobre éstas, información que utilizaremos para la evaluación de restricciones.

Análisis del vector de cointegración

El vector de cointegración encontrado viene dado por:

BETA (transposed)					
IGBC	IPI ST	M3	IPC	TRM	TREND
1	-2.075	0.286	-16.528	1.561	0.043

Estos valores representan los coeficientes para el índice general de la Bolsa de Valores (IGBC, normalizado a uno), la producción industrial (IPI_ST), la oferta monetaria (M3), el índice de precios (IPC), la tasa de cambio (TRM) y una variable de tendencia lineal (TREND), todas ellas sujetas a una transformación logarítmica. El vector puede ser reexpresado como:

$$IGBC = 2.075 IPI - 0.286 M3 + 16.528 IPC - 1.561 TRM - 0.043$$

De acuerdo con los resultados esperados expuestos en la sección 3, se presenta un resultado mixto en el signo de las variables y sus predicciones teóricas. Los resultados soportan una relación positiva entre el IGBC, la producción industrial y el índice de precios y una relación negativa entre

el IGBC, la oferta monetaria y la tasa de cambio. En presencia de cointegración, en el largo plazo un incremento de 1% en la producción industrial y el índice de precios elevan el índice general de la Bolsa de Valores de Colombia en 2,07% y 16,53%, respectivamente. Ahora, el mismo incremento (1%) en la oferta monetaria y en la tasa de cambio disminuyen el valor del índice del mercado bursátil en 0,29% y 1,56% respectivamente. El signo expuesto por la oferta monetaria (-) implica que en Colombia el impacto negativo sobre el precio de las acciones puede ser resultado de un aumento en la tasa de descuento, vía aumento de precios, el cual es mayor que el efecto positivo de un estímulo monetario a la economía. Este resultado es consistente con trabajos como el de Fama (1981) para Estados Unidos.

Por su parte, la relación positiva entre el IGBC y la producción industrial se encuentra en la misma línea que los resultados reportados para Estados Unidos por Chen, Roll y Ross (1986) y Fama (1981) y por Mukherjee & Naka (1995) para Japón, es decir, la mayor producción industrial afecta positivamente el precio de las acciones vía mayor retorno de capital, según los americanos, o vía mayor flujo de caja, según los japoneses. En el caso de la relación negativa encontrada entre el IGBC y la tasa de cambio, aunque se esperaba positiva, es factible que el resultado pueda estar afectado por la inclusión de la oferta monetaria, dado que un incremento de ésta, vía intervención del banco central en la compra de dólares o en la emisión de moneda, induce técnicamente a una depreciación. Trabajos como el de Soenen & Hennigar (1988) soportan esta hipótesis de impacto negativo.

Por último, se encuentra la relación positiva entre IGBC e IPC, que es contraria a muchas investigaciones. Sin embargo, este resultado puede ser respaldado por la hipótesis de que la inversión en acciones proporciona una cobertura frente a la inflación. Este resultado es consistente con el trabajo de Marshall (1992) en el que se encuentra que movimientos de la inflación, causados por choques monetarios, generan co-movimientos entre el retorno del capital y el crecimiento del dinero, es decir, choques positivos de inflación generan incrementos en la inflación esperada, esto hace cambiar las preferencias de los agentes de efectivo por títulos valores (acciones o bonos), con el fin de no perder poder adquisitivo de su dinero, generando así mayor demanda, por lo que los precios de las acciones aumentan.

La velocidad o la tasa a la cual el IGBC se ajusta en ausencia de choques es aproximadamente del 6% mensual.

	ALPHA	T-VALUES
DIGBC	0.061	2.069
DIPI ST	0.062	7.171
DM3	-0.004	-0.905
DIPC	0.004	5.016
DTRM	0.019	1.408

De acuerdo con las pruebas de exclusión, exogeneidad y estacionariedad, se procede a evaluar los modelos con las restricciones sugeridas, mostradas anteriormente.

Restricciones de exclusión

Para empezar se restringen los betas, excluyendo de la relación de largo plazo a la producción industrial y a la oferta monetaria, tal como sugieren estadísticamente las pruebas multivariadas de exclusión de la relación de largo plazo.

BETA (transposed)					
IGBC	IPI ST	M3	IPC	TRM	TREND
1	0	0	-19.546	2.327	0.053

	ALPHA	T-VALUES
DIGBC	0.044	1.723
DIPI ST	0.052	6.807
DM3	-0.004	-1.066
DIPC	0.003	5.675
DTRM	0.012	1.038

TEST RESTRICCIÓN	
CHISQ(2)	1.24 (0.54)

Los resultados sugieren que las restricciones impuestas sobre la relación de largo plazo son significativas, sin embargo, eso no quiere decir que en el corto plazo no tengan un efecto sobre el IGBC. Los valores del estadístico t de las matrices de corto plazo, que se presentan en los apéndices, reflejan la existencia de una influencia de la producción industrial y la oferta monetaria. Cabe mencionar que las restricciones impuestas no generan modificaciones sobre el comportamiento óptimo de los residuales.

Restricciones de exogeneidad

Se procede a realizar las restricciones de exogeneidad de la oferta monetaria y la tasa de cambio (conjuntamente con las restricciones vigentes de exclusión), que se practican sobre los coeficientes de velocidad de ajuste. Los resultados que se presentan a continuación sugieren que las restricciones

impuestas sobre la exogeneidad de M3 y TRM son significativas y como en el caso anterior, tampoco alteran el comportamiento óptimo de los residuales.

BETA (transposed)					
IGBC	IPI_ST	M3	IPC	TRM	TREND
1	0	0	-19.257	2.533	0.053

	ALPHA	T-VALUES
DIGBC	0.055	2.092
DIPI_ST	0.055	6.995
DM3	0	0
DIPC	0.003	5.648
DTRM	0	0

TEST RESTRICCIÓN	
CHISQ(4)	3.19
	0.53

Dados los resultados de las restricciones, se concluye entonces que hay una relación de largo plazo entre tres de las cinco variables propuestas en el sistema de información, de la siguiente forma:

$$IGBC = 19.257 IPC - 2.533 TRM - 0.053$$

Existe suficiente evidencia estadística para aceptar una relación positiva entre el índice de precios al consumidor y el precio de las acciones, aunque al contrario de resultados como el de Fama y Schwert (1977) y Chen, Ross y Roll (1986), es consistente con la hipótesis de que el mercado de valores sirve como cobertura a mayores precios y por ende a una pérdida del poder adquisitivo. Esto es argumentado no solo por Marshal (1992) mediante la construcción de un modelo monetario intertemporal de valoración de activos, sino también por Abdullah y Hayworth (1993), mediante la aplicación de un modelo de vectores autoregresivos, en ambos casos los resultados son encontrados para la economía norteamericana. Nasseh y Straus (2000) obtienen el mismo resultado mediante la realización de un VEC en el que analizaron la implicación para Francia, Italia, Holanda, Suiza, Inglaterra y Alemania.

Así mismo, la evidencia estadística lleva a aceptar que existe una relación negativa entre la tasa de cambio y el IGBC. Este resultado es soportado por la tesis de que Colombia es un país netamente importador¹⁷, hecho bajo el cual una revaluación hará que los costos de producción (maquinaria, materias primas, entre otros) bajen, haciendo más eficiente el proceso productivo de las empresas y generándoles un aumento en su flujo de caja, haciendo que el precio de las empresas se afecte

¹⁷ Información inferida y calculada por los autores a partir de los datos de balanza cambiaria del Banco de la Republica para el periodo en cuestión.

positivamente. Este resultado fue encontrado por Ratanapakorn y Sharma (2007) para Estados Unidos durante el periodo 1975–1999, mediante la realización de un VEC.

Adicionalmente, se debe resaltar que el periodo estudiado (2001 -2011) es un periodo caracterizado por un buen desempeño de la Bolsa de Valores, es decir, durante esa década se vivió un constante crecimiento del IGBC, del volumen transado, del número de clientes y de empresas listadas, además de una tendencia apreciativa del peso colombiano, salvo por un lapso de tiempo entre 2008 – 2009, tal y como se mencionó en la sección 3. En conjunto, esta información ha sido percibida como una señal de fortalecimiento de la economía para los mercados internacionales, haciendo que Colombia gane un puesto destacable entre las economías emergentes y como destino de inversión extranjera. A pesar de que la inversión sale cada vez más costosa, por el efecto apreciación, éste es contrarrestado por la rentabilidad del mercado local, ya sea por el diferencial de tasas de interés o por el riesgo propio de la inversión. Así las cosas, para Colombia no se cumple la relación positiva de que una mayor TRM genera mayor flujo de caja para empresas exportadoras y por ende mayor precio de las acciones, porque existen variables de decisión más poderosas, por llamarlo de alguna forma, que mueven el flujo de capital hacia el país, borrando el efecto positivo esperado teóricamente.

Entre los factores que ejercen una influencia más directa en el movimiento de los flujos de capital se encuentran por ejemplo, el diferencial tanto de tasas de interés como de inflación externas y locales, el riesgo país (diferencial entre las tasas de interés de las deudas soberanas) o el precio de los *commodities* (café, petróleo, entre otros). A manera de ilustración, en el caso del diferencial de tasas, mientras la tasa nacional se encuentre por encima de la de otros países, Colombia se vuelve un atractivo de inversión extranjera, porque se consiguen mayores rendimientos en inversiones en productos tradicionales o con poco riesgo. En términos del diferencial inflacionario, la teoría de la paridad del poder adquisitivo sugiere que si la inflación en Colombia es más alta que en otro país, entonces la tasa de cambio entre los dos países debe ajustarse en un porcentaje igual a la diferencia entre las tasas de inflación. Por su parte, el incremento en una medida del riesgo país, pone en duda la capacidad de cumplimiento de las obligaciones financieras contraídas por un Estado, provocando una fuga de capitales ante el nerviosismo entre los inversionistas. Por último, un aumento sostenido en el precio de los *commodities* merma la capacidad adquisitiva de los países reduciendo su apetito por comprar otros productos del exterior.

Impulsos Respuesta

Una vez halladas las relaciones, se procede a evaluar el impacto y la significancia de choques a las variables macroeconómicas sobre las variables de interés (IGBC) y si estos son congruentes con los resultados anteriormente descritos. El análisis de impulso respuesta para el modelo VEC, siguiendo a Lutkepohl y Kratzig (2005) está basado en los coeficientes del modelo VAR en niveles asociado y para efectos del presente trabajo es implementado usando el software JMulTi versión 4.24¹⁸, pues este incluye la posibilidad de utilizar diferentes metodologías para el cálculo de los intervalos de confianza. Entre las diferentes alternativas que propone JMulTi, la metodología seleccionada es la de intervalo percentil de Hall (ver Hall, 1992) que consiste en estimar el modelo de interés, encontrar los residuos de la estimación (η_t), centrar los residuos encontrados restando su media ($\eta_t - \bar{\eta}_t$), reemplazar sucesivamente este valor para encontrar los η_t^* y reestimar el modelo (*Bootstrapping*). Este procedimiento se debe repetir tantas veces como el investigador a su criterio considere Lutkepohl y Kratzig (2006).

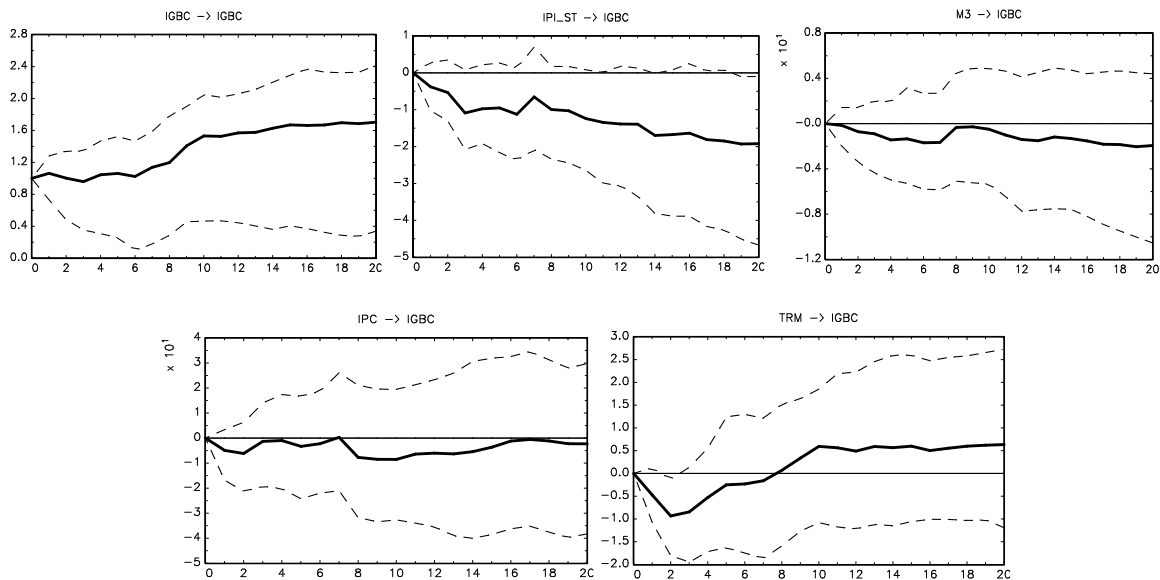
El impacto positivo observado en el IGBC como respuesta a sus propias innovaciones es altamente significativo y permanente a través del tiempo. Alcanza un valor máximo catorce meses después del choque, tiempo a partir del cual estabiliza su efecto. El hecho de que el choque no desaparezca ni se atenúe implica que el IGBC es dependiente de su propio pasado. Este resultado contrastado con la teoría de los mercados eficientes de Eugene Fama (1970), en la cual se afirma que los mercados financieros son eficientes porque los precios de los activos reflejan completamente la información del mercado y por ende el comportamiento de los precios no depende de la observación anterior, hace pensar que en el mercado financiero local no se cumple tal teoría, por lo cual éste es ineficiente en cuanto al uso de la información disponible para realizar inversiones.

La respuesta del IGBC ante impulsos en la producción industrial y la oferta monetaria es negativa y permanente por los 24 meses siguientes al estímulo, lo cual no es consistente con lo encontrado en el modelo (gráfico 3). En ninguno de los dos casos el choque presenta un valor máximo por lo que no se puede establecer si el impacto negativo seguirá creciendo en el tiempo. Sin embargo, se observa como los intervalos de confianza incluyen el valor cero, por lo que no hay significancia estadística del choque.

¹⁸ Software de uso libre disponible en <<http://www.jmulti.de>>

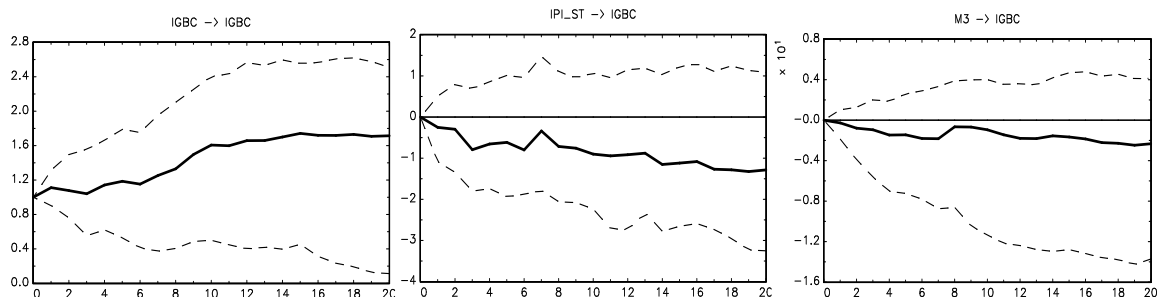
La respuesta del IGBC ante un impulso en la tasa de cambio es primero negativo, durante aproximadamente seis meses, y luego es positivo y permanente. Ello implica que en el largo plazo, una depreciación de la moneda local atraerá un mayor número de inversionistas internacionales al mercado de valores, a pesar de que su impacto sea negativo en el corto plazo. Sin embargo, el valor cero también está incluido dentro de los intervalos de confianza. De igual manera, la respuesta ante un impulso en el Índice de Precios al Consumidor, además de ser prácticamente nula, tampoco es significativa a través del tiempo (gráfico 3).

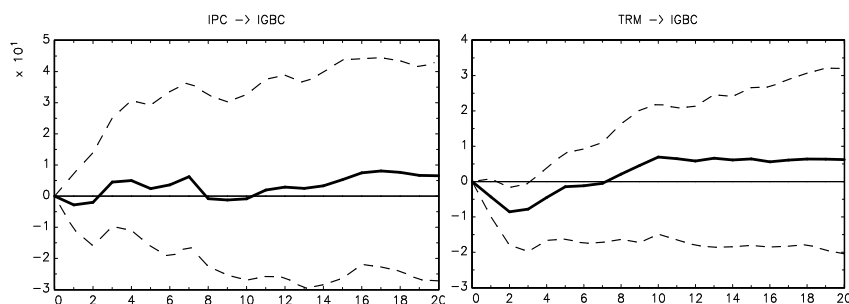
Grafico 3. Impulsos respuesta del Modelo sin Restricciones.



En el caso del impulso respuesta sobre el modelo restringido (gráfico 4), no se observa mucha variación frente a los resultados descritos anteriormente. Son los intervalos de confianza los que presentan variaciones en su magnitud, sin embargo las interpretaciones se mantienen. Solamente en el caso del IPC la respuesta pasa a ser positiva, sin embargo los intervalos de confianza permiten cuestionar su impacto.

Grafico 4. Impulsos respuesta del Modelo restringido.





En el apéndice H, se presenta la respuesta impulso frente a diferentes ordenamientos de las variables seleccionadas para verificar su sensibilidad producto de la correlación entre los residuos.

Los ordenamientos propuestos investigados son:

1. IGBC IPI M3 IPC TRM
2. IGBC M3 IPI IPC TRM
3. IGBC M3 IPC IPI TRM
4. IGBC M3 IPC TRM IPI
5. IGBC TRM IPC IPI M3

Los resultados indican que el modelo no es sensible a cambios en el ordenamiento de las variables, el comportamiento observado se mantiene. En todos los casos los intervalos de confianza incluyen el valor cero, por lo que no hay significancia estadística del choque.

Prueba de Causalidad en el sentido de Granger

➤ Los resultados de las pruebas bidireccionales de Granger se encuentran en el apéndice F. Para su determinación, al igual que con las pruebas de raíz unitaria, tanto para el análisis de causalidad en el sentido de Granger como para el de descomposición de varianza, se utilizó el software estadístico EViews versión 4.1. De acuerdo con las probabilidades asociadas (cuadro 7) se pueden identificar las siguientes relaciones: Ninguna de las cuatro variables macroeconómicas seleccionadas causa en el sentido de Granger en forma individual o conjunta al Índice General de la Bolsa de Valores. Este resultado es importante, pues revela que la actividad macroeconómica (vista desde la perspectiva de las variables empleadas en el estudio) no puede ser considerada como un indicador líder de los retornos del mercado de valores. Aunque este resultado es inconsistente con trabajos empíricos realizados en mercados de valores desarrollados como los de Estados Unidos y Japón (Fama (1991) o Geske & Roll (1983)), puede

ser explicado por el hecho de que la capitalización bursátil en Colombia, como porcentaje del PIB, es relativamente pequeña frente a la de mercados internacionales desarrollados¹⁹.

- La oferta monetaria es la única variable que no causa en el sentido de Granger en forma individual al índice de producción industrial. En general, la oferta monetaria no causa en el sentido de Granger a ninguna de las variables seleccionadas, así como éstas tampoco causan en forma individual o conjunta a la oferta monetaria. Este resultado es consistente con los mostrados en la sección anterior, donde tanto las pruebas de exclusión como de exogeneidad muestran que la oferta monetaria no hace parte de la relación de largo plazo. Así las cosas, esta variable no provee ningún poder de explicación a la relación que se trata de explorar.

- El IGBC y la producción industrial tienen una relación causal en el sentido de Granger con el índice de precios al consumidor. En conjunto las variables del modelo explican el indicador de precios al consumidor.

- Ninguna de las cuatro variables macroeconómicas seleccionadas causa en el sentido de Granger en forma individual o conjunta a la tasa de cambio.

- Dados los resultados mixtos encontrados para el caso del IGBC, podría inferirse que la actividad bursátil no puede ser considerada como un indicador líder de la actividad macroeconómica. Otros investigadores han encontrado resultados similares para economías pequeñas y abiertas como es el caso de Kwon & Shin (1999) para el mercado surcoreano. Este resultado, además de lo explicado en términos de capitalización bursátil para el mercado colombiano, es consistente con un volumen negociado en acciones sobre el Producto Interno Bruto de 0,86% en 2011 (en 83 compañías nacionales e internacionales listadas) frente a mercados como Estados Unidos donde esta cifra asciende a 7,48% (en 2.308 compañías listadas) o Brasil 2,67% (en 373 empresas)²⁰.

¹⁹ De acuerdo con cifras de la Federación Mundial de Bolsas al cierre de diciembre de 2011, la capitalización bursátil como porcentaje del PIB para Colombia era de apenas del 62,6%, comparado con mercados desarrollados como por ejemplo, Canadá (108,7%), Corea (85,6%), Malasia (159,8%), Singapur (224,5%), Suiza (163,6%), Reino Unido (69,1%) o Estados Unidos (78,3%), solo por mencionar algunos.

²⁰ Cálculos de los autores con información de la Federación Mundial de Bolsas. Corte a diciembre de 2011.

Cuadro 7. Prueba de Causalidad de Granger

	IGBC	IPL_ST	M3	IPC	TRM
IGBC		5%	-	5%	-
IPL_ST	-		-	5%	-
M3	-	-		-	-
IPC	-	5%	-		-
TRM	-	5%	-	-	
TODAS	-	5%	-	5%	-

Nota: La expresión “-” indica que la variable en la fila no causa en el sentido de Granger a la variable en la columna. Los números indican el porcentaje de significancia en que la variable en fila causa en el sentido de Granger a la variable en columna.

Análisis de descomposición de varianza

Las pruebas de causalidad de Granger del modelo VEC indican el comportamiento endógeno o exógeno de las variables dependientes dentro del período de estudio, pero no pueden hacerlo más allá de él. De modo que para proveer mayor información sobre las relaciones entre las variables de estudio bajo investigación, se usa el análisis de descomposición de varianza, que muestra la proporción en que la varianza del error de predicción de la variable estudiada (en este caso el IGBC) es explicada por la de las demás variables del modelo. El análisis nos permite determinar la importancia relativa de cada variable macroeconómica seleccionada en la generación de fluctuaciones sobre los retornos del mercado de valores.

Cuadro 8. Descomposición de varianza

Period	S.E.	IGBC	IPL_ST	M3	IPC	TRM
1	0.079846	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.124536	98.09677	0.181520	0.062542	0.339158	1.320009
3	0.161389	95.04844	0.279109	0.433669	0.414470	3.824312
4	0.189703	93.28093	1.342914	0.695823	0.315232	4.365100
5	0.215346	93.13360	1.707055	1.205508	0.251882	3.701951
6	0.237672	93.35320	1.879661	1.482117	0.242063	3.042959
7	0.257785	92.97380	2.284264	1.928267	0.226997	2.586670
8	0.278767	93.20967	2.141117	2.233542	0.194116	2.221557
9	0.299617	93.24083	2.267641	1.976661	0.424408	2.090455
10	0.323970	93.06977	2.358085	1.728658	0.604839	2.238654
11	0.349686	92.47733	2.566608	1.555141	0.720633	2.680286
12	0.373662	91.96887	2.826619	1.533330	0.723730	2.947449
13	0.397951	91.62581	3.008388	1.610271	0.713756	3.041771
14	0.421024	91.21510	3.148834	1.687079	0.718881	3.230102
15	0.444362	90.80965	3.489079	1.666266	0.701487	3.333517
16	0.467314	90.46808	3.759658	1.670545	0.657016	3.444699
17	0.488935	90.20689	3.994150	1.723684	0.602277	3.472995
18	0.509921	89.74459	4.323696	1.837551	0.554323	3.539844
19	0.530383	89.30261	4.617558	1.942988	0.515141	3.621706
20	0.549931	88.82719	4.904548	2.082807	0.486891	3.698560
21	0.568893	88.45550	5.137246	2.176256	0.462111	3.768886
22	0.586977	88.15031	5.265667	2.311080	0.436087	3.836857
23	0.604214	87.82909	5.399164	2.416698	0.413395	3.941651
24	0.621359	87.47812	5.568567	2.522348	0.393294	4.037670

El cuadro 8 muestra que los precios de las acciones son relativamente exógenos en relación con las demás variables del modelo, dado que un 87,47% de su propia varianza está explicada por sus propias innovaciones aun después de 24 meses, sin embargo su efecto tiende a desvanecerse. Esto puede implicar que durante los últimos 10 años, los precios de las acciones han dependido más de ellos mismos que de la actividad económica. Por su parte, la producción industrial a medida que pasa el tiempo cobra mayor relevancia en la explicación del IGBC, sin embargo, alcanza a ser solamente el 5,57%. Siendo la variable que parece tener el impacto más significativo sobre la varianza del error de predicción de los retornos accionarios, con este resultado se estaría confirmando su influencia en el corto plazo. Así mismo, la tasa de cambio confirma su importancia relativa sobre las fluctuaciones del error de predicción del precio de las acciones, sin embargo esta llega solamente hasta un 4% después de dos años. En el caso de la oferta monetaria y del índice de precios no parecen explicar la varianza del pronóstico del error de los retornos, con un 2,52% y 0.39% respectivamente, luego de 24 meses.

Modelos Alternativos

Como alternativa al uso del agregado monetario extendido M3, se exploró la posibilidad de sustituirlo por medidas menos amplias pero naturalmente sustitutas como lo son M2 o M1, según se desprende de su definición. En el caso de M3, los modelos con 9 y 15 rezagos confirman la existencia de un vector cointegrante entre las variables al cumplir con los criterios de especificación adecuada, aceptando las pruebas de normalidad y no autocorrelación con un amplio margen de significancia. Sin embargo, tanto el menor valor del criterio de información de Schwartz (-32,69677 frente a -30,24123) como el rechazo a la prueba univariada de normalidad en el caso de la variable LN_IPC para el modelo de 15 rezagos, nos conducen a preferir aquel de 9 rezagos.

Al evaluar la variable M2 como sustituta de M3, se encuentra que el modelo con 10 rezagos es el más adecuado y acepta la existencia de dos vectores de cointegración. Sin embargo, al aplicar los mismos criterios de selección, se observa que el estadístico Schwartz es mayor que aquel obtenido usando M3 (-31,80056 frente a -32,69677) y adicionalmente el rechazo a la prueba univariada de normalidad en el caso de la variable LN_M2. Al utilizar M1 como otro posible sustituto de M3, no se encontraron modelos que cumplieran con los requisitos mínimos adecuados. Aquellos modelos que aprobaron las condiciones de normalidad y no autocorrelación, fallaron al considerar la variable de interés como exógena o excluida del vector de cointegración.

Por otra parte, Huertas y Jalil (2000) definen el Índice de Precios del Productor (IPP) como “el cambio en las cotizaciones a precios del productor, de los principales bienes que se ofrecen en el país sean estos de origen nacional o importado”, lo que permite considerarlo como otro indicador que mide inflación. Sin embargo, -adicionan los autores- “factores como los distintos componentes de cada indicador, precio que se tiene en cuenta y diferencias geográficas en la toma de información, son factores que pueden generar en el corto plazo un comportamiento distinto entre el IPC y el IPP”, argumento que nos permite considerarlo como alternativa en nuestro modelo de interés. Se encuentra que el modelo con 9 rezagos es el más adecuado y acepta la existencia de un vector de cointegración. Sin embargo, al aplicar los criterios de selección mencionados anteriormente, se observa que el estadístico Schwartz es mayor que aquel obtenido usando M3 (-31,20816 frente a -32,69677), con lo que el modelo de 9 rezagos utilizando M3 sigue siendo el modelo preferido.

Respecto a la ausencia de la tasa de interés en el modelo, es importante mencionar que la literatura relevante no la considera parte del común denominador. Quienes en su estudio la incluyen prefieren utilizar al mismo tiempo tasas de interés de corto y de largo plazo. En Colombia no hay tasas de interés de largo plazo salvo las de los títulos de deuda pública con que se financia el gobierno nacional (TES). Aunque es posible construir la serie de tasas de TES con referencias de títulos de corto (TCO) y largo plazo, la dificultad está en que en la ventana de tiempo estudiada en este trabajo (2001 - 2011), no hay colocación constante de títulos de TCO y tampoco hay una referencia de largo plazo que se mantenga, es decir, en la colocación de TES no hay una disciplina de conservación de la curva de mercado completa con todos plazos necesarios. Para ilustrar este punto, se tiene que en el periodo 1998 – 2001 la curva de TES estaba compuesta por los plazos: 1 año, 2, 3 y 5 años; durante 2002 – 2003 los plazos eran: 90 días (TCO), 1 año, 2, 3, 5, 7 y 10 años; y en el periodo 2004 – 2010 los plazos fueron: 1 año, 4, 6 y 10 años y de forma intermitente 90 días, 180 días, 2, 3, 5, 7, 11, 15 y 16 años.

Por otra parte, entre las tasas de interés locales se encuentran la tasa de intervención del Banco de la República (tasa repo), la tasa de depósitos a término fijo (DTF), la tasa interbancaria (TIB) y el Indicador Bancario de Referencia (IBR). Todas estas tasas son de corto plazo, la de referencia más larga es la DTF con un plazo máximo de 3 meses. Además, la TIB y la IBR tienen el inconveniente de no estar disponibles para la ventana de tiempo escogida para el estudio. La primera está disponible desde 2002, mientras que la segunda desde 2008. Aunque la DTF está disponible desde 1984, su cálculo está basado en las operaciones de captación recursos de los establecimientos de

crédito durante la semana previa a su publicación, por lo que la información subyacente a esta tasa es la de una parte del mercado de intermediación financiera y, adicionalmente, la transmisión de movimientos de política económica o cambios en la situación económica tiene un rezago por su forma de cálculo, por lo cual a criterio de los autores no vale la pena su inclusión.

5. CONCLUSIONES

Se llevó a cabo un análisis de cointegración a través de la metodología de Johansen (1988) sobre el sistema de información: {IGBC, IPI, M3, IPC, TRM}, con datos mensuales para el período comprendido entre julio 2001 y diciembre 2011. Sin embargo, no se encontró relación de largo plazo entre dos de las cuatro variables propuestas (oferta monetaria y producción industrial) y el IGBC, aunque si hay evidencia de influencia en el corto plazo. Las otras dos variables, tasa de cambio e índice de precios al consumidor, a pesar de que si muestran una relación de largo plazo con el IGBC, los signos que acompañan a los coeficientes no coinciden con gran parte de la literatura estudiada y los análisis de impulso-respuesta señalan que la respuesta del IGBC a estas variables es casi nulo y por el contrario ella responde significativamente a sus propias innovaciones. El anterior resultado es soportado por el análisis de causalidad en el sentido de Granger, con el cual se concluye que ni la actividad bursátil, ni la macroeconómica, pueden ser consideradas como un indicador líder la una de la otra.

Como posibles explicaciones de esos resultados, se pone de presente que Colombia es un país altamente influenciado por los flujos de capital, de allí que sea la tasa de cambio la que se encuentre en el vector de cointegración y no la producción industrial. Precisamente el periodo de estudio es una época bastante peculiar, porque después de la crisis de 1999 el país ha venido viviendo una época de crecimiento y desarrollo continua que le ha valido reconocimiento internacional como mercado emergente y como destino de inversión extranjera. Adicionalmente, el mercado de valores colombiano todavía no es tan representativo de la actividad económica, más bien es un mercado con altas barreras a la entrada para que empresas busquen financiación, y de él solo hacen parte compañías con gran tamaño y estándares de gobierno corporativo que no son típicos del universo empresarial colombiano (Asobancaria 2012).

Este trabajo se constituye como una aproximación empírica a una relación de largo plazo entre el IGBC y algunas variables macroeconómicas, seleccionadas por los autores con base en una serie de

criterios expertos. Es por eso que los resultados de esta investigación se encuentran sujetos al sistema de información escogido y al periodo de estudio.